

ВЫСШАЯ ШКОЛА  
ЭКОНОМИКИ  
НАЦИОНАЛЬНЫЙ  
ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ  
УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИКИ

СБОРНИК  
ЛУЧШИХ  
ВЫПУСКНЫХ  
РАБОТ

2012



СБОРНИК  
ЛУЧШИХ  
ВЫПУСКНЫХ  
РАБОТ  
**2012**



УДК 330.1(08)

ББК 65я43

С23

**Сборник** лучших выпускных работ — 2012 [Электронный ресурс] / С23 Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики», ф-т экономики ; науч. ред. К. А. Букин. — Электрон. текст. дан. (16,1 Мб). — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2013. — ISBN 978-5-7598-1045-2.

В сборник вошли лучшие выпускные работы бакалавров и магистерские диссертации, отобранные государственными аттестационными комиссиями факультета экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» по результатам защит 2012 г. и рекомендованные к опубликованию.

Для преподавателей, студентов и аспирантов экономических специальностей.

УДК 330.1(08)

ББК 65я43

ISBN 978-5-7598-1045-2

© Оформление. Издательский дом  
Высшей школы экономики, 2013

## Содержание

<i>Д.Д. Акчурина</i>	
Анализ динамики накопления золотовалютных резервов в странах, экспортирующих природные ресурсы .....	5
<i>И.К. Бакалова</i>	
Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия 1995–2008.....	32
<i>Т.А. Гасс</i>	
Неравенство населения России в жилищной сфере .....	55
<i>А.А. Гладышева</i>	
Почему иностранные инвесторы вкладывают деньги в российские предприятия пищевой промышленности .....	76
<i>Ю.Г. Гуржиянц</i>	
Механизмы регулирования трансфертного ценообразования в России.....	107
<i>М.С. Дедова</i>	
Исследование репрезентативности показателей ликвидных активов банковской системы на месячных данных .....	127
<i>Е.В. Ерзунова</i>	
Исследование влияния социального капитала на заработную плату по данным RLMS .....	170
<i>Э.А. Киселев</i>	
Направленный технологический прогресс и перенос производства из развитых в развивающиеся страны.....	195
<i>В.Д. Киселева</i>	
Проблема морального риска в системах страхования вкладов: пример России.....	217
<i>А.В. Костров</i>	
Способы оценивания вероятности дефолта банков с использованием эконометрических методов.....	239
<i>А.В. Лебедев</i>	
Оценка чувствительности качества кредитных портфелей банков к макроэкономическим шокам .....	261

<i>В.С. Логунов</i>	
Модели налогообложения облигаций.....	291
<i>Д.И. Малахов</i>	
Оценивание неэффективности в модели стохастической границы: анализ данных российской промышленности .....	314
<i>Е.С. Малков</i>	
Влияние «robo-signing» на интенсивность проведения нетрадиционной монетарной политики в условиях финансового кризиса .....	338
<i>Е.А. Мальцева</i>	
Моделирование предложения труда российских граждан пенсионного возраста на панельных данных РМЭЗ.....	365
<i>Ф.А. Мурадян</i>	
Анализ конкуренции в банковском секторе региона России с учетом продуктовой сегментации.....	396
<i>О.А. Норкина</i>	
Координационная ловушка бедности в модели с двумя регионами .....	415
<i>В.Д. Петренко</i>	
Методы прогнозирования инфляции: приложение к российским данным .....	435
<i>А.Е. Селиванова</i>	
Моделирование VaR-оценок волатильности цен на сталь на основе GARCH- и EMA-моделей .....	459
<i>Е.С. Ситникова</i>	
Становление этичного потребления в России: установки и реальные практики молодежи .....	481
<i>И.П. Станкевич</i>	
Моделирование сезонных колебаний в рамках динамической модели производственного сектора экономики .....	502
<i>Д.И. Чеботарев</i>	
Хеджирование портфеля процентных свопов фьючерсами .....	541

Д.Д. Акчурина  
Научный  
руководитель —  
Э.Б. Ершов  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Анализ динамики накопления золотовалютных резервов в странах, экспортирующих природные ресурсы

---

**В настоящей работе проанализировано влияние ресурсного изобилия на динамику накопления золотовалютных резервов. Показано, что совокупность стран — экспортеров природных ресурсов неоднородна. Применение методов выделения однородных групп позволило разделить совокупность стран на несколько кластеров с различными спецификациями модели, описывающей динамику накопления золотовалютных резервов. В ходе исследования было выявлено, что на определение границ между группами влияют уровень жизни в стране и доля экспорта природных ресурсов в совокупном экспорте страны.**

## Введение

В последние два десятилетия страны, богатые природными ресурсами, были объектом исследования многих экономистов. Наиболее распространенной концепцией, связанной с экономиками стран, экспортирующих природные ресурсы, является феномен «ресурсного проклятия», согласно которому страны с небольшими запасами природных ресурсов обгоняют богатые ресурсами страны по различным параметрам развития экономики. Существует большое число эмпирических и теоретических исследований, посвященных данной тематике. Часть из них фокусируется на изучении влияния ресурсного изобилия на темпы роста ВВП ([7; 9; 17; 19]), другие же исследуют взаимосвязь между зависимостью от экспорта ресурсов и развитием институтов ([8; 16]). Однако в большинстве работ обращается недостаточное внимание на иные характеристики экономик стран, например, на показатели государственной политики. Данная работа нацелена на то, чтобы

восполнить пробел и проанализировать один из аспектов монетарной политики в странах, богатых природными ресурсами, а именно динамику накопления золотовалютных резервов.

К сожалению, работ, посвященных исследуемой теме, мало. Влияние экспорта природных ресурсов на динамику накопления золотовалютных резервов было впервые проанализировано в книге Полтеровича и др. [2]. Авторы высказывают гипотезу о том, что страны, экономика которых зависит от добычи природных ресурсов, должны накапливать больше золотовалютных резервов. В подтверждение своего предположения экономисты оценивают регрессию на перекрестных данных по выборке из 162 стран и получают модель со значимым коэффициентом при переменной ресурсного изобилия, но крайне низким значением показателя  $R^2$  (0,03). Одной из возможных причин такого низкого качества подгонки модели является игнорирование неоднородности совокупности стран, для которых оценена регрессия. Маловероятно, что закономерности для выборки из 162 стран, в которую включены как развитые, так и развивающиеся экономики с различной институциональной структурой, можно описать одной и той же моделью. Мы предполагаем, что оценивание нескольких различных моделей для разных стран вместо построения единой модели для всей выборки позволит улучшить качество моделей. Необходимо отметить, что в части исследований, посвященных влиянию ресурсного изобилия на экономический рост, учет неоднородности стран выражался по-разному, например, в дифференциации индивидуальных для каждой страны временных трендов [9] и предварительной кластеризации стран по тем или иным показателям [17]. Однако исследователи не принимали во внимание тот факт, что для разных стран могут различаться как коэффициенты при других регрессорах, так и функциональная форма модели.

Исходя из вышесказанного в настоящем исследовании ставится две задачи. Во-первых, выяснить, оказывает ли высокая доля экспорта природных ресурсов на объем хранимых страной золотовалютных резервов. Во-вторых (для решения практической задачи), необходимо описать и применить методы, позволяющие эндогенно выделить из имеющейся неоднородной совокупности объекты, динамика показателя в которых описывается сходными моделями. Особенно важно, что при решении задачи выделения групп не делаются предположения о факторах, которые должны влиять на это обособление. Напротив, с помощью эконометрического инструментария страны

делятся на кластеры, а затем анализируются общие черты объектов, выделенных в одну группу.

## **Проверяемые гипотезы**

В работе проверяются два предположения. Первое состоит в том, что страны, богатые природными ресурсами, хранят относительно больше золотовалютных резервов. Действительно, у монетарных властей стран — экспортеров ресурсов имеются стимулы для накопления большого объема резервов. С одной стороны, высокая волатильность цен на топливные ресурсы может приводить к значительным колебаниям торгового баланса и валютного курса и тем самым негативно сказываться на притоке инвестиций и международной торговле. Поэтому монетарные власти могут стремиться держать относительно больше резервов, чтобы сглаживать негативные последствия колебаний цен на основной экспортируемый ресурс. С другой стороны, причиной накопления золотовалютных резервов может быть стремление создать привлекательный инвестиционный климат, поскольку золотовалютные резервы — один из компонентов, учитываемых при составлении кредитных рейтингов.

Однако страны, экспортирующие природные ресурсы, крайне неоднородны: среди них есть как развитые, например Австралия, Канада, Норвегия, так и развивающиеся, с низким уровнем жизни, например Кот д'Ивуар, Алжир и Камерун. Естественно полагать, что развитые страны с относительно меньшей долей экспорта ресурсов должны быть менее подвержены негативным колебаниям цен на экспортируемое сырье. Это означает, что построение одинаковых моделей для данных стран невозможно (второе предположение).

Таким образом, в работе проверяются две гипотезы.

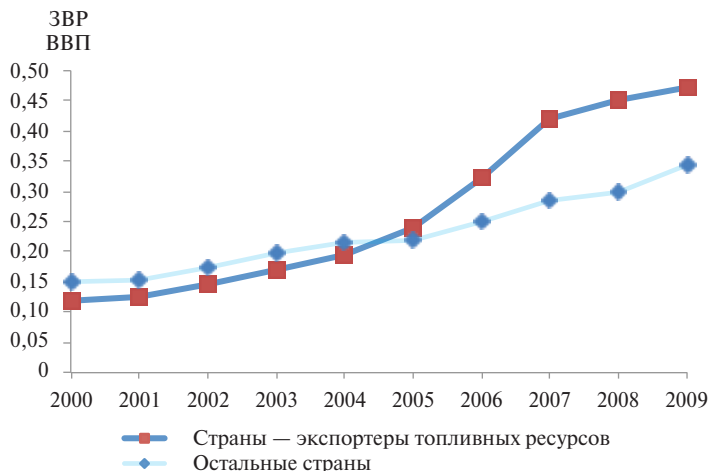
1. Страны, экспортирующие природные ресурсы, стремятся поддерживать относительно более высокий уровень золотовалютных резервов по сравнению с другими странами.

2. Среди исследуемых стран — экспортеров природных ресурсов наблюдается высокая степень неоднородности, и влияние экспорта природных ресурсов на динамику накопления золотовалютных резервов различно для разных стран. В связи с этим необходимо разбивать совокупность стран на группы и оценивать различные модели для разных групп.



## Сравнительная динамика накопления резервов

Чтобы сформировать общее представление о характере зависимости, сравним, как с 2000 по 2009 г. в среднем происходило накопление резервов в странах, являющихся экспортерами природных ресурсов, и в остальном мире.



**Рис. 1.** Сравнительная динамика уровня золотовалютных резервов, нормированного на ВВП, в странах, являющихся и не являющихся экспортерами природных ресурсов

На рис. 1 показана динамика отношения золотовалютных резервов к номинальному ВВП, вычисленного как среднее по странам — экспортерам природных ресурсов и как среднее по всем странам совокупности. График иллюстрирует тот факт, что динамика показателя в странах, экспортирующих природные ресурсы, значительно отличается от остальных стран. Если с 2000 по 2005 г. не видно существенных отличий ни в относительных объемах, ни в темпах накопления резервов в двух группах стран, то к 2006 г. картина резко меняется: темпы накопления резервов у экспортеров природных ресурсов резко увеличились, а затем стали постепенно снижаться вплоть до 2009 г. Это позволило топливным экспортерам накопить к концу исследуемого периода более высокие объемы золотовалютных резервов, нормированных на уро-

вень ВВП. Наиболее вероятное объяснение такого сценария состоит в росте цены на нефть, начавшемся в 2005 г.: по-видимому, в момент скачка цен на основное экспортируемое сырье страны предпочитали аккумулировать сверхдоходы в виде золотовалютных резервов.

Однако график иллюстрирует лишь средние значения показателя по совокупности стран. Как было отмечено ранее, совокупность экспортеров ресурсов крайне неоднородна, и предположение о том, что описанная выше динамика соответствует как развитым, так и развивающимся странам, неправдоподобно. Чтобы сделать корректные выводы, необходимо оценивать модели, которые учитывают разную динамику для стран выборки.

## Данные и выбор переменных

Настоящее исследование выполнено на годовых данных за 2000–2009 гг., представленных в трех источниках: базах данных Всемирного банка (World Development Indicators), МВФ (International Financial Statistics), а также ООН (UN Comtrade). Выбор относительно короткого временного интервала обуславливается ограниченностью данных, поскольку в использованных источниках для нескольких стран — важнейших экспортеров нефти (Бахрейн, Катар, ОАЭ) отсутствуют непрерывные ряды исследуемого показателя за период до 2000 г. Поэтому в условиях ограниченности информации выбор был сделан в пользу охвата как можно большего числа экспортеров ресурсов в ущерб длине исследуемых рядов.

В выборку попали 109 стран, 26 из которых признаются экспортерами природных ресурсов. Критерием определения принадлежности страны к экспортерам природных ресурсов является среднее за исследуемый период времени значение доли экспорта топливных природных ресурсов в совокупном экспорте страны, превышающее 20%. Список стран приведен в приложении 1.

В качестве зависимой переменной *reserves* был выбран объем золотовалютных резервов в стране на 31 декабря данного года. Вектор регрессоров включает переменную доли экспорта топливных природных ресурсов в совокупном экспорте страны (*fuelexport*), а также контрольные регрессоры: номинальный ВВП страны (*GDP*) и склонность к импорту (*propensity*), вычисленную как отношение годового импорта в страну к номинальному ВВП страны за год.

Дополнительно в отдельных моделях были использованы дамми-переменные для режима валютного курса в стране, построенные на основе классификации валютных курсов МВФ (точное соответствие между переменными и режимами курсов приведено в приложении 1):

$vk1$  — фиксированный валютный курс;

$vk2$  — управляемый валютный курс (промежуточные режимы);

$vk3$  — свободное плавание.

Кроме того, при построении динамических моделей в вектор объясняющих переменных добавлены регрессоры, различным образом отражающие влияние временного эффекта.

## Статический анализ накопления резервов

На начальном этапе работы были оценены модели, объясняющие объем резервных накоплений для всей совокупности стран в отдельные годы рассмотренного периода. Для каждого года по перекрестным данным оценивалась модель линейной регрессии вида:

$$\ln reserves_i = \alpha + \beta_1 \ln GDP_i + \beta_2 fuelexport_i + \beta_3 vk1_i + \beta_4 vk2_i + \beta_5 propens_i + \varepsilon_i,$$

где  $i$  — номер страны.

Результаты оценивания приведены в табл. 1.

В первую очередь, оценки коэффициента при переменной доли экспорта топливных природных ресурсов нестабильны, более того, со временем меняется их значимость. Будучи незначимыми для регрессий, оцененных для 2000–2005 гг., они становятся значимым для трех последних лет исследуемого периода (при выбранном уровне значимости 10%). Наблюдение свидетельствует в пользу выявленной при визуальном анализе тенденции, согласно которой страны, экспортирующие природные ресурсы начали накапливать дополнительные резервы одновременно с ростом цены на нефть, что позволило им в конце прошлого десятилетия накопить относительно более высокий уровень ЗВР.

Нестабильность рассмотренного временного интервала была проверена с помощью теста Чоу. Тестировались на принадлежность к единой выборке пары подвыборки данных, относящихся к соседним годам, а также подвыборки за 2000 и 2009, 2000–2004 и 2004–2005 гг. (соответствующие статистики приведены в табл. 2). Отметим, что

**Таблица 1.** Оценивание сквозной регрессии и моделей по перекрестным данным с 2000–2009 гг.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Сквозная регрессия
<i>lnGDP</i>	0,934	0,946	0,935	0,950	0,947	0,951	0,946	0,961	0,996	0,973	0,964
<i>p-value</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>propensity</i>	0,602	0,576	0,606	0,665	0,538	0,410	0,335	0,249	0,248	0,195	0,470
<i>p-value</i>	0,066	0,106	0,076	0,064	0,100	0,228	0,323	0,480	0,450	0,612	0,000
<i>fivelexport</i>	0,001	0,001	0,002	0,004	0,003	0,004	0,005	0,006	0,005	0,004	0,003
<i>p-value</i>	0,653	0,813	0,546	0,239	0,241	0,124	0,098	0,103	0,075	0,099	0,001
<i>vk1</i>	0,095	0,164	0,116	0,288	0,392	0,518	0,505	0,724	0,816	0,685	0,452
<i>p-value</i>	0,669	0,482	0,595	0,216	0,093	0,039	0,048	0,006	0,001	0,005	0,000
<i>vk2</i>	0,338	0,453	0,338	0,514	0,720	0,822	0,845	1,052	1,145	0,887	0,730
<i>p-value</i>	0,105	0,039	0,098	0,021	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
$\alpha$	-1,057	-1,328	-0,962	-1,457	-1,425	-1,605	-1,382	-1,805	-2,894	-1,868	-1,853
<i>p-value</i>	0,394	0,299	0,423	0,257	0,259	0,233	0,322	0,206	0,039	0,180	0,000
$R^2$	0,857	0,845	0,861	0,845	0,844	0,828	0,816	0,815	0,831	0,831	0,836
<b>Shapiro – Wilk</b> <i>(p-value)</i>	0,061	0,043	0,056	0,097	0,129	0,117	0,055	0,072	0,178	0,275	0,012

гипотеза об одинаковых коэффициентах не отвергается для всех пар моделей, относящихся к соседним годам. Однако характер зависимости мог меняться не резко, а постепенно, и данные подтверждают это предположение. Для моделей, построенных на подвыборках за 2000 и 2009 гг., гипотеза о равенстве коэффициентов модели отвергается, равно как и для пары подвыборок за 2000–2004 и 2005–2009 гг., что свидетельствует о неоднородности рассматриваемого периода времени.

**Таблица 2.** Тестирование стабильности коэффициентов регрессии с помощью теста Чоу

<b>Выборки</b>	<b><i>F</i></b>	<b><i>p-value</i></b>
2000 и 2001	0,068	0,999
2001 и 2002	0,301	0,936
2002 и 2003	0,174	0,984
2003 и 2004	0,111	0,995
2004 и 2005	0,080	0,998
2005 и 2006	0,078	0,998
2006 и 2007	0,195	0,978
2007 и 2008	0,382	0,890
2008 и 2009	1,101	0,363
2000 и 2009	3,163	0,007
2000–2004 и 2005–2009	5,228	0,000

Приведенные расчеты позволяют утверждать, что в исследуемый интервал времени накопление резервов, по крайней мере в части стран, экспортирующих природные ресурсы, отличалось от данного процесса в других странах. Поэтому с целью определения характера накопления и выделения стран — экспортеров ресурсов, в которых наблюдалась подобная тенденция, был проведен динамический анализ с разбиением стран на группы.

### **Кластеризация стран со сходной динамикой**

В исследовании страны разделялись на подгруппы двумя способами. Во-первых, на всей выборке оценивались модели с дополнительными переменными  $\gamma$ , представляющими собой произведение индивиду-

альной для страны дамми-переменной и одного из базовых факторов, влияние которого предполагается неодинаковым. Затем страны со значимым и близким коэффициентом при новом факторе объединялись в группы. Во-вторых, оценивались одни и те же модели для каждой страны в отдельности с последующим выделением стран, для которых данная модель хорошо описывает динамику исследуемого показателя. Ниже приведено описание второго способа, поскольку кластеризация этим методом была более успешной и позволила объединить в группы большее количество стран, чем удалось при помощи первого способа.

Поскольку второй способ предполагает оценку модели для каждой страны, то сложность его применения в данном конкретном исследовании состоит в том, что модель, включающая три объясняющие переменные (в том числе и константу), должна быть оценена на 10 наблюдениях. Малый размер выборки не позволяет использовать методы анализа временных рядов, поэтому все описанные ниже модели оценивались по МНК.

Критериями того, что модель действительно хорошо описывает динамику объясняющей переменной, выбраны три показателя: значимые коэффициенты, высокое значение показателя скорректированного  $R^2$ , а также RESET-тест. Включение теста Рамсея опиралось на соображение, сделанное на основе графического анализа: этот тест позволит выявить те страны — экспортеры природных ресурсов, для которых наблюдалась ярко выраженная нелинейная динамика показателя.

Количественными критериями признания модели удовлетворительной выбраны три условия:

- 1) значимые на уровне 10% коэффициенты модели;
- 2) значение показателя  $R^2$  больше 0,80;
- 3) отвержение гипотезы о неправильной спецификации тестом Рамсея на 10%-ном уровне значимости.

Для каждой страны были оценены следующие модели.

Во-первых, эластичность темпов роста золотовалютных резервов относительно ВВП могла бы быть постоянной на протяжении рассматриваемого периода, что описывается моделью (1).

$$\ln reserves_t = \alpha + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 propensity + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Во-вторых, сделанные в ходе предварительного графического анализа наблюдения позволяют утверждать, что отношение международных резервов к ВВП для ряда стран увеличивалось, а следовательно, на

динамику золотовалютных резервов части стран, помимо фактора роста ВВП, оказывали влияние другие переменные, например, временной эффект. Чтобы отразить воздействие времени, в модели (2) и (3) включен дополнительный фактор  $t$ ; во второй модели этот фактор, по сути, модифицирует свободный член, а в третьей — меняет коэффициент при регрессоре ВВП.

$$\ln reserves_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln GDP_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\ln reserves_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 t) \ln GDP_t + \varepsilon_t. \quad (3)$$

В-третьих, темпы роста золотовалютных резервов могут, оставаясь положительными, постепенно падать, что описано моделями (4) и (5). В модели (4) новый фактор представляет собой возрастающую на выбранном временном интервале функцию от времени с отрицательной второй производной, что отражает снижающиеся со временем темпы накопления золотовалютных резервов (при условии, что коэффициент при данном факторе положителен). Модель (5) сходна с моделью (4), однако в ней предполагается, что время влияет не на свободный член, а на эластичность золотовалютных резервов по ВВП. Значение параметра  $C$  в модели задается экзогенно, и выбор этого параметра влияет на то, как быстро происходит снижение темпов накопления резервов. В том случае, если значение  $C$  близко к нулю, предполагается резкий скачок в значении объясняемой переменной в первый период наблюдения и быстро снижающиеся темпы роста. Напротив, при большом значении  $C$  функция на данном интервале близка к постоянной величине, поэтому новый фактор практически не приносит вклада в объяснение исследуемой величины. Можно решать задачи выбора оптимального параметра  $C$ , при котором максимизируется один из показателей качества модели, например, скорректированный  $R^2$ . Однако эта задача выходит за пределы текущего исследования, поэтому в работе мы ограничились перебором целочисленных параметров  $C \in [1; 4]$ .

$$\ln reserves_t = \beta_0 + \beta_1 f(t) + \beta_2 \ln GDP_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$f(t) = -\frac{1}{t+C}.$$

$$\ln reserves_t = \beta_0 + (\beta_1 f(t) + \beta_2) \ln GDP_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$f(t) = -\frac{1}{t+C}.$$

Наконец, нами было отмечено, что темпы роста золотовалютных резервов в некоторых странах — экспортерах природных ресурсов резко увеличились в 2006 г. и затем плавно снижались вплоть до 2008–2009 гг. Чтобы найти страны, в которых наблюдалась подобная динамика, как и в предыдущем случае, вводится в рассмотрение модель с дополнительным членом, зависящим от времени, воздействие которого оказывало влияние только на интервале роста цен на нефть, а именно с 2006 г. Таким образом, четвертая и пятая модели оцениваются в виде (6) и (7). Аналогично предыдущему случаю перебираются целочисленные значения константы,  $C \in [-1; -4]$ .

$$\ln reserves_t = \beta_0 + \beta_1 f(t) + \beta_2 \ln GDP_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$f(t) = \begin{cases} 0, & t \leq 5 \\ -\frac{1}{t+C} + \frac{1}{5+C}, & t > 5 \end{cases}$$

$$\ln reserves_t = \beta_0 + (\beta_1 f(t) + \beta_2) \ln GDP_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$f(t) = \begin{cases} 0, & t \leq 5 \\ -\frac{1}{t+C} + \frac{1}{5+C}, & t > 5 \end{cases}$$

Для каждой страны оценивались описанные выше модели, а затем отбирались спецификации, соответствующие трем указанным выше критериям. В том случае, если несколько спецификаций моделей давали удовлетворительный результат по всем трем критериям, выбор делался в пользу модели с более высоким значением скорректированного показателя  $R^2$ .

Оценивание индивидуальных регрессий указанным способом дает важные результаты. Во-первых, отметим некоторые особенности данного приема. Для большинства стран выборки та или иная спецификация модели обладает хорошим качеством подгонки согласно критерию  $R^2$ . Важные результаты дает проведение теста Рамсея: в ряде случаев, когда значения  $R^2$  высоки и в одной, так и в другой модели, тест Рамсея позволяет обнаружить неправильную спецификацию модели (модель вида (4) для России, Казахстана, Египта). Для этих стран выбор другой функциональной формы обеспечивал как увеличение значимости коэффициентов, так и принятие нулевой гипотезы тестом Рамсея.



Можно заметить закономерность при сравнении оцененных параметров в парах моделей (2)–(3), (4)–(5), (6)–(7). Это те модели, в вектор регрессоров которых был добавлен новый член одного и то же вида (но в одной модели — как независимый регрессор, а в другой — как переменная, изменяющая со временем отдачу от фактора ВВП). Если одна из парных моделей хорошо описывает динамику исследуемого показателя, то и вторая также характеризуется высоким значением коэффициента  $R^2$  и значимыми коэффициентами.

Наконец, важно отметить, что успешность использованного приема выделения групп во многом обуславливается свойствами выборки, и этот способ не может быть превращен в универсальную методологию. В данном конкретном случае это выражается в том, что для ряда стран ни одна из выбранных спецификаций модели не может быть признана удовлетворительной.

Во-вторых, с точки зрения решения конкретной задачи способ позволил выделить четыре группы стран, для которых соответствующие модели дают удовлетворительный результат, а также пятый кластер, для которого ни одна из оцененных моделей не работает. Заметим, что экспортеры природных ресурсов попадают только в три группы: в модель с переключением, в модель с постоянной эластичностью и в модель с растущей со временем эластичностью. Распределение стран по кластерам приведено в табл. 3.

Хотя кластеры выглядят на первый взгляд неоднородными, поскольку в каждой группе присутствуют и развитые, и развивающиеся страны, прослеживается тенденция в распределении развитых стран по кластерам по географическому признаку.

К странам, для которых все спецификации моделей плохо описывают динамику исследуемого показателя (оценки моделей для данных стран характеризуются низким значением показателя  $R^2$  и (или) незначимыми переменными), относится 12 стран Европы, а также ряд стран Латинской Америки. Проблема моделирования динамики накопления резервов в них будет рассмотрена ниже.

Как и предполагалось, модели вида (6) и (7) оказываются наиболее качественными (с точки зрения критериев  $R^2$  и значимости коэффициентов) для ряда экспортеров природных ресурсов, таких как Азербайджан, Бахрейн, Оман, Эквадор, Йемен, Саудовская Аравия, ОАЭ, Камерун, Катар, а также Канада.

Для наибольшего числа стран качественной оказывается модель вида (3), при этом знаки при переменных являются положительными.

**Таблица 3.** Модели для стран (голубым цветом отмечены экспортеры природных ресурсов)

	Модель (1)	Модель (2)–(3)	Модель (4)–(5)	Модель (6)–(7)
Развитые страны	Израиль Норвегия США	Великобритания Франция Германия Исландия Италия Чехия Новая Зеландия	Япония Сингапур Южная Корея	
Развивающиеся страны	Филиппины Таиланд Перу Вьетнам Мозамбик Сенегал Габон Кения Кот д'Ивуар Индонезия Уганда Замбия Маврикий Никарагуа Мадагаскар Руанда	Аргентина Армения Алжир Болгария Боливия Бразилия Венгрия Белоруссия Колумбия Латвия Литва Египет Эстония Грузия Казахстан Киргизия Иордания Россия Польша Парагвай Тринидад и Тобаго Турция Тунис	Китай  Хорватия Румыния Украина  Малайзия Индия Шри-Ланка  Гватемала Коста Рика Мексика Марокко Ливан	Азербайджан Эквадор Бахрейн Камерун ОАЭ Катар Саудовская Аравия Оман Йемен Канада

Это дает основание утверждать, что в данных странах наблюдалась растущая со временем эластичность золотовалютных резервов по ВВП. Внутри указанной группы также можно выделить отдельные кластеры. Во-первых, в данную группу попадают развитые страны Европы и большое число стран СНГ. Во-вторых, в ней присутствуют и страны Африки, однако все они являются экспортерами топливных ресурсов (Тринидад и Тобаго, Алжир, Тунис, Египет).

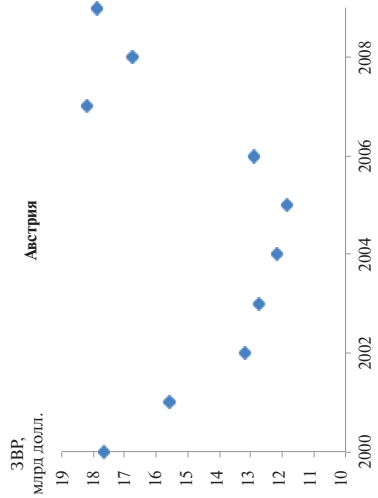
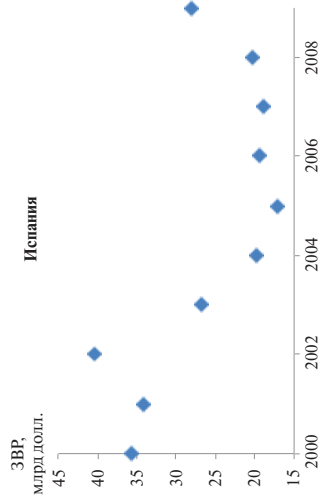
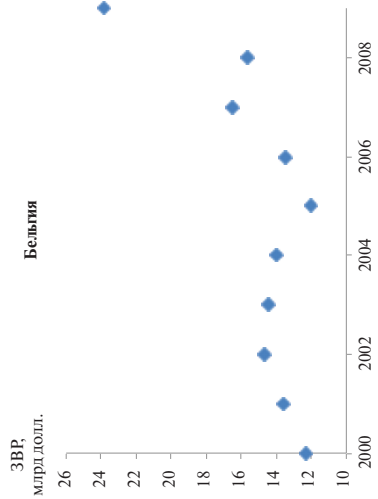
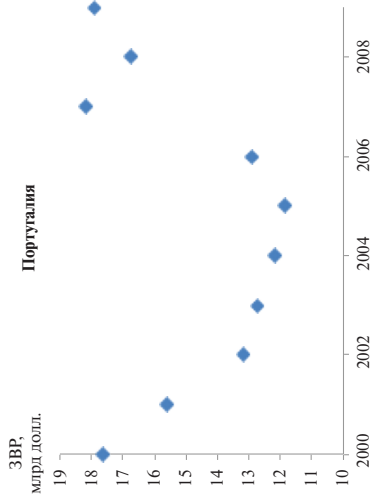
Модели вида (4) и (5) лучше других описывают динамику в азиатских странах, среди которых — Япония, Сингапур, Южная Корея, Китай, являющиеся на данный момент крупнейшими держателями золотовалютных резервов в мире. Помимо этого в ту же группу попадают менее развитые азиатские страны: Малайзия, Индия, Шри-Ланка. Отметим, что влияние топливного экспорта на динамику накопления золотовалютных резервов в данной группе протестировать невозможно, так как в нее не входит ни одна страна — экспортер топливных ресурсов, поэтому сообразно цели исследования в дальнейшем эта группа не анализировалась.

Наконец, в группу, для которой наблюдалось постоянное значение эластичности золотовалютных резервов по ВВП, попадают дифференцированные страны — три развитые страны: Израиль, США, Норвегия. Большинство же в данной группе составляют одни из беднейших стран мира с самым низким уровнем душевого ВВП (Мадагаскар, Руанда, Уганда, Замбия, Сенегал, Мозамбик).

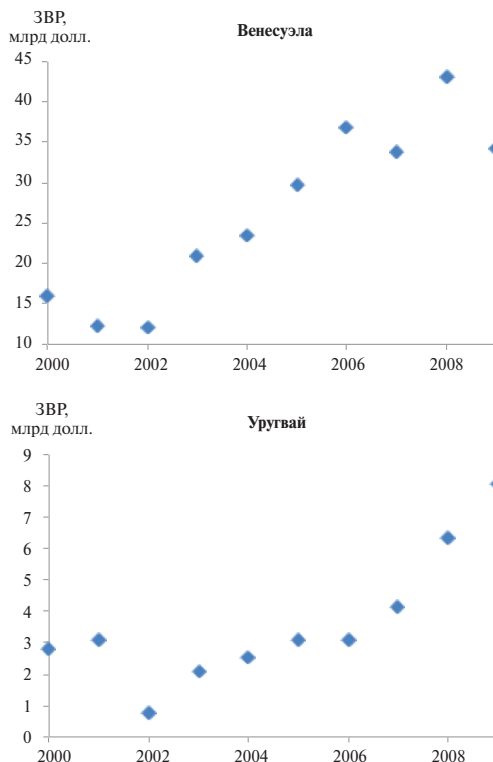
Таким образом, способ позволил выделить несколько групп стран, в которых динамика золотовалютных резервов с 2000 по 2009 г. описывалась схожими моделями. Это означает, что внутри каждой группы для каждой страны гипотеза об одинаковой форме зависимости регрессанта от объясняющих факторов может быть принята. Следовательно, можно объединить страны одной группы в подвыборку и проследить, наблюдалась ли у экспортеров ресурсов более высокая эластичность резервов по ВВП внутри группы. Это предположение для выделенных групп тестируется в следующем разделе.

## **Модели для выделенных групп и тестирование гипотез**

В первую очередь выбранные спецификации моделей дают неудовлетворительные результаты для 12 стран Европейского союза, а именно, для Австрии, Бельгии, Греции, Дании, Ирландии, Испании, Люксембурга, Швейцарии, Португалии, Финляндии, Нидерландов и Словении. Визуализация ряда золотовалютных резервов для этих стран позволяет выделить тот факт, что в 2006 г. в рядах для всех стран произошел структурный сдвиг, во время которого тренд переломился с убывающего на возрастающий (на рис. 2 представлены графики для четырех стран группы: Португалии, Испании, Австрии и Бельгии).



**Рис. 2.** Динамика золотовалютных резервов в странах Европы



**Рис. 3.** Динамика ЗБР в странах Латинской Америки

Построение моделей для данных стран требует привлечения дополнительной информации о том, какие процессы и события 2005–2006 гг. могли повлечь перелом тренда. Эта задача выходит за рамки текущей работы. Но отметим, что возможной причиной перелома могло стать принятие новых правил регулирования международных резервов Европейским центральным банком в январе 2006 г.<sup>1</sup> Эти правила не затронули Францию и Германию, которым было позволено держать бивалютный портфель, и как раз для них переломов в ряде международных резервов не наблюдается.

<sup>1</sup> Portfolio Management at ECB. European Central Bank. Monthly Bulletin. April 2006. URL: <http://www.ecb.int/pub/pdf/mobu/mb200604en.pdf>

Вторая группа, для которой выбранные модели также не являются подходящими, — это несколько стран Латинской Америки, а именно Венесуэла, Чили, Эль Сальвадор, Панама, Уругвай и Доминиканская Республика. Аналогично, с помощью графического изображения ряда резервов для данных стран, можно выяснить, что в 2001–2002 г. произошло снижение объемов хранимых странами золотовалютных резервов. По всей видимости, это связано с кризисом, затронувшим ряд стран Латинской Америки. Моделирование такой динамики с трудом осуществимо на имеющихся данных в силу недостаточности наблюдений, для отражения влияния кризиса необходимо использовать в том числе более ранние данные докризисного периода (рис. 3).

### **Модель с переключением вида**

$$\ln reserves_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 t) \ln GDP_t + \varepsilon_t$$

Как было отмечено ранее, моделями данного вида (6)–(7) лучше всего описывается динамика накопления золотовалютных резервов в 10 странах — экспортерах топливных ресурсов, а именно в Азербайджане, Бахрейне, Омане, Катаре, Камеруне, Эквадоре, Саудовской Аравии, ОАЭ, Йемене и Канаде. Обе модели дают качественные результаты, однако выбор был сделан в пользу модели с дифференциацией коэффициента при факторе, поскольку такая модель позволяет интерпретировать изменение эластичности накопления резервов по ВВП.

Важно отметить, что для всех стран, кроме Канады, знаки коэффициентов при переменных являются положительными, что соответствует нашему предположению о поведении нефтяных экспортеров в момент роста цены на нефть. Для Канады же знак при переменной временного эффекта положителен, это подтверждает тот факт, что страна воспользовалась ростом цен на нефть в 2005 г. для пополнения нефтяных доходов. Однако коэффициент при переменной ВВП отрицателен, т.е. до скачка нефтяных цен Канада, напротив, снижала объем золотовалютных резервов.

Хорошее описание динамики показателя в данных странах означает, что именно эти 10 стран резко увеличили объем хранимых резервов в 2005 г., в момент скачка цен на нефть, воспользовавшись ростом сверхдоходов от экспорта нефти. Что объединяет эти страны? Если посмотреть на распределение стран — экспортеров нефтяных ресурсов по двум показателям — среднему за период ВВП на душу населения и средней доле экспорта топливных ресурсов в совокупном экспорте

страны (табл. 4), то обращает на себя внимание интересная особенность: указанные страны либо принадлежат к числу самых экономически развитых (с точки зрения душевого ВВП), либо, напротив, являются одними из самых бедных, но с крайне высокой долей нефтяного экспорта в совокупном экспорте.

**Таблица 4.** Ранжирование экспортеров топливных ресурсов по показателям

Страна	Доля экспорта топлива в совокупном экспорте, %	ВВП на душу, средний за 2000–2009 г., долл.
Канада	19,44	24965,88
Литва	21,69	4640,87
Вьетнам	22,11	534,61
Кот д'Ивуар	23,97	588,40
Австралия	24,64	23629,40
Индонезия	26,46	911,38
Белоруссия	28,84	1848,54
Боливия	37,27	1078,00
Колумбия	40,83	2799,58
Египет	43,64	1638,79
Эквадор	51,37	1511,17
Камерун	53,23	683,62
Россия	56,83	2385,69
Казахстан	64,27	1885,29
Норвегия	64,29	39759,09
Тринидад и Тобаго	65,80	8810,05
ОАЭ	66,04	31299,60
Бахрейн	66,16	13688,51
Габон	76,92	4056,44
Оман	84,60	9931,00
Азербайджан	86,63	1303,78
Венесуэла	87,33	5052,82
Катар	88,61	32497,07
Саудовская Аравия	89,76	9286,63
Йемен	93,27	564,24
Алжир	97,36	2025,75

С экономической точки зрения последнее наблюдение выглядит особенно естественным: в странах, где очень высока доля нефтяного экспорта, рост доходов вследствие увеличения цен на нефть был особенно велик, а следовательно, страны могли пополнять резервный фонд для сглаживания негативных последствий в случае падения цен на нефть. Таким образом, рост доходов от увеличения цены на нефть был направлен на пополнение запасов международных резервов либо в самых богатых странах, либо в тех странах, где нефть является самой значимой статьёй экспорта.

Сопоставляя страны между собой, сравним, как реагируют различные критерии качества модели на изменение параметра  $C$ . По мере его изменения параметры  $R^2$  и значимость коэффициента при переменной  $f(t)$  монотонно растут, однако каждый раз улучшение модели становится все менее и менее существенным. Возможно, дальнейшее уменьшение параметра будет по-прежнему способствовать улучшению модели, однако при перепробованных в данной работе значениях параметра  $C$  оцененные модели могут быть признаны хорошо описывающими динамику, поэтому выбор был сделан в пользу имеющихся моделей. Отметим, что для части стран — это Азербайджан, Бахрейн, Эквадор, Камерун и Саудовская Аравия — при увеличении константы  $C$  показатель  $R^2$  растет и  $p$ -value коэффициента падает. Для Йемена, Омана, Катара, ОАЭ и Канады, напротив, лучший результат дают модели с меньшим значением параметра  $C$ . Это означает, что у данных стран, напротив, после скачка 2005 г. эластичность резервов по ВВП менялась менее резко.

**Модель вида**  $\ln reserves_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 t) \ln GDP_t + \varepsilon_t$

Для тех стран, динамика показателя в которых описывается указанной выше моделью, была протестирована гипотеза о том, что у экспортеров природных ресурсов наблюдается более высокая эластичность золотовалютных резервов по ВВП. С этой целью страны данной группы были объединены в одну выборку, а затем была оценена модель со случайным индивидуальным эффектом. Выбор именно этой модели (а не модели с фиксированным эффектом) обуславливается необходимостью дифференцировать страны по такому аспекту, как режим валютного курса, который отражается в виде неизменной для страны дамми-переменной. Чтобы протестировать влияние богатых природных ресурсов на изменение эластичности накопления резервов, была



введена дополнительная переменная  $fuel\ln GDP$ , равная произведению дамми-переменной, показывающей принадлежность страны к экспортерам природных ресурсов, и переменной  $t \cdot \ln GDP$ . Результаты оценивания приведены в табл. 5.

**Таблица 5.** Модель с индивидуальным случайным членом

	Коэффициент	<i>p</i> -value
$\ln GDP$	0,833	0,000
$fuel\ln gdp$	0,020	0,004
$T \cdot \ln gdp$	0,003	0,000
<i>propensity</i>	0,485	0,036
<i>vk1</i>	0,125	0,670
<i>vk2</i>	0,148	0,660
<i>_const</i>	1,315	0,309
<i>Wald</i> $\chi^2(6) = 2239,01$		
<i>Prob</i> $> \chi^2 = 0,0000$		

Коэффициент при новой переменной значим, и, более того, модель постулирует, что если на данном промежутке времени эластичность накопления ЗВР по ВВП для остальных стран росла в год на 0,003, то для экспортеров природных ресурсов годовое изменение эластичности было на порядок выше и составляло 0,023. Следовательно, внутри данной группы гипотеза о том, что страны — экспортеры природных ресурсов накапливают относительно больше золотовалютных резервов, подтверждается.

$$\text{Модель вида } \ln reserves_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \varepsilon_t$$

Модель данного вида предполагает, что эластичность накопления золотовалютных резервов по ВВП является постоянной. Это означает, что резервы накапливались постоянными темпами относительно темпами роста экономики. Поскольку моделью данного вида описывается динамика резервов в крайне различающихся странах: развитых и наиболее бедных, то тестирование влияния ресурсного изобилия осуществлялось последовательно для двух разных выборок, а затем для группы, состоящей из всех выделенных стран. Отметим, что для подгруппы из трех развитых стран переменные валютного курса

были удалены, так как все три страны придерживаются режима свободного плавания (табл. 7). Аналогично предыдущему случаю гипотеза проверялась при помощи введения нового фактора и тестирования значимости полученного коэффициента в модели со случайным индивидуальным эффектом. В данной спецификации новым фактором становится переменная *fuelexpGDP*, равная произведению дамми-переменной, показывающей принадлежность страны к экспортерам природных ресурсов, и переменной *lnGDP*. Согласно результатам оценивания в каждой из двух подвыборок и во всей группе в целом коэффициент при данной переменной является незначимым (табл. 6–8). Следовательно, для этой группы экспортеров не наблюдается различий в динамике накопления резервов между странами, являющимися и не являющимися экспортерами природных ресурсов. Отметим, что в данной группе большинство стран являются бедными (согласно показателю ВВП на душу населения), поэтому можно предположить, что незначимость переменной экспорта природных ресурсов объясняется тем, что для самых небогатых стран накопление резервов сопряжено с высокими альтернативными издержками. Эти средства могли бы быть вложены в более прибыльные активы и расходоваться на развитие экономики. Другое объяснение состоит в том, что у большинства стран-экспортеров природных ресурсов в данной группе доля экспорта топливных ресурсов в совокупном экспорте мала по сравнению с

**Таблица 6.** Модель со случайным индивидуальным эффектом для всей группы

	Коэффициент	$P >  z $
<i>lnGDP</i>	1,135	0,000
<i>fuelexpGDP</i>	0,001	0,938
<i>propensity</i>	1,351	0,001
<i>vk1</i>	0,372	0,443
<i>vk2</i>	0,818	0,031
<i>_const</i>	–6,348	0,000
<i>Wald <math>\chi^2(5)</math></i>	574,010	
<i>R<sup>2</sup></i>	within	0,801
	between	0,908
	overall	0,897

другими изученными странами-экспортерами, т.е. данные страны могут быть лишь условно отнесены к зависимым от экспорта природных ресурсов.

**Таблица 7.** Модель со случайным индивидуальным эффектом для трех развитых стран в группе

	Коэффициент	$P >  z $
$\ln GDP$	0,542	0,000
$fuelexpGDP$	0,007	0,195
$propensity$	1,864	0,235
_const	9,443	0,001
Wald $\chi^2(3)$	383,48	
$R^2$	within	0,556
	between	0,999
	overall	0,937

**Таблица 8.** Модель со случайным индивидуальным членом для развивающихся стран подгруппы

	Коэффициент	$P >  z $
$\ln GDP$	1,27	0,00
$fuelexpGDP$	-0,03	0,07
$propensity$	0,90	0,01
$vk1$	0,42	0,30
$vk2$	0,33	0,30
_const	-8,99	0,00
Wald $\chi^2(5)$	765,37	
$R^2$	within	0,82
	between	0,98
	overall	0,97

## Заключение

В данном исследовании ставились две задачи: во-первых, выяснить, оказывает ли влияние высокая доля экспорта природных ре-

сурсов на объем хранимых страной золотовалютных резервов, и если эта зависимость имеет место, различна ли она для разных стран. Во-вторых, применить для поиска ответа на поставленный вопрос приемы эндогенного выделения групп и выбора моделей для данных групп.

Наиболее успешным методом выделения групп оказалось оценивание фиксированного набора моделей для каждой страны с выбором оптимальной для нее модели и последующим объединением в группы тех стран, для которых одна и та же модель обеспечивала «наилучшее» описание динамики накопления резервов. При применении данного метода удалось выделить четыре группы стран, динамика золотовалютных резервов в которых описывалась сходными моделями. Построение моделей для групп, а также выделение общих черт стран, входящих в группу, позволяют утверждать, что экспортеры топливных ресурсов со средним уровнем ВВП на душу населения, такие как Россия, Тринидад и Тобаго, действительно на протяжении 2000–2009 гг. накапливали относительно больше золотовалютных резервов, чем другие страны. Более развитые страны-экспортеры, такие как Канада, Бахрейн, Катар, Саудовская Аравия и ОАЭ, а также страны, у которых экспорт топливных ресурсов составляет очень высокую долю совокупного экспорта (Азербайджан, Камерун), стали накапливать золотовалютные резервы ускоренными темпами только с 2005 г., когда начался рост цен на основное экспортируемое сырье — нефть. Напротив, подтверждений тому, что наименее развитые страны с относительно невысокой долей экспорта топливных ресурсов (Вьетнам, Кот д'Ивуар, Индонезия) стремятся накапливать больше золотовалютных резервов, чем другие страны, найдено не было.

Таким образом, в данной работе показано, что неоднородность стран, экспортирующих ресурсы, действительно имеет место, и, в частности, моделирование динамики накопления золотовалютных резервов в странах, экспортирующих природные ресурсы, различается в зависимости от уровня жизни в стране. В дальнейшем представляется важным проанализировать причины выявленной динамики, а именно выяснить, исходя из каких мотивов некоторые экспортеры природных ресурсов предпочитают хранить сравнительно больше резервов, чем другие страны. Вероятнее всего, факторы, объясняющие динамику накопления резервов, будут в данных моделях неодинаковыми для разных стран.

## Источники

1. Полтерович В.М., Попов В.В., Тонис А.С. Концентрация доходов, нестабильность демократии и экономический рост // Экономика и математические методы. 2009. Т. 45. С. 15–29.
2. Полтерович В.М., Попов В.В., Тонис А.С. Экономическая политика, качество институтов и механизмы «ресурсного проклятия». М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
3. Aizenman J., Lee J. International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence // Open Economies Review. 2007. Vol. 18. P. 191–214.
4. Alexeev M., Conrad R. The Natural Resource Curse and Economic Transition // Economic System. 2011. Vol. 35. P. 445–461.
5. Atkinson G., Hamilton K. Savings, Growth and the Resource Curse Hypothesis // World Development. 2003. Vol. 31. P. 1793–1807.
6. Auty R.M. Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. L.: Routledge, 1993.
7. Brunnschweiler C., Bulte E. The Resource Curse Revisited and Revised: A Tale of Paradoxes and Red Herrings // Journal of Environmental Economics and Management. 2008. Vol. 55. P. 248–264.
8. Bulte E.H., Damania R., Deacon R.T. Resource Intensity, Institutions and Development // World Development. 2005. Vol. 33. P. 1029–1044.
9. Cavalcanti T.V., Mohaddes K., Raissi M. Growth, Development and Natural Resources: New Evidence Using a Heterogeneous Panel Analysis // The Quarterly Review of Economics and Finance. 2011. Vol. 51. P. 305–318.
10. Cho W.G., Sharma S., Stromqvist M. Net Capital Flows, Financial Integration, and International Reserve Holdings: The Recent Experience of Emerging Markets and Advanced Economies // IMF Staff Paper. 2009. Vol. 56. No. 3.
11. Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. An Essay on the Revived Bretton Woods System. NBER Working Paper No. 9971. 2003. URL: <http://www.nber.org/papers/w9971.pdf> (last accessed February 10, 2012).
12. Frenkel J.A. International Liquidity and Monetary Control // International Money and Credit. International Monetary Fund, 1983.
13. Frenkel J.A. The Demand for International Reserves by Developed and Less-Developed Countries // Economica. 1974. Vol. 41. P. 14–24.
14. Heller H.R. Optimal International Reserves // Economic Journal. 1976. Vol. 76. P. 296–311.
15. Lizondo J.S., Mathieson D.J. The Stability of the Demand for International Reserves // Journal of International Money and Finance. 1987. Vol. 6. P. 251–282.
16. Mehlum H., Moene K., Torvik R. Institutions and the Resource Curse // The Economic Journal. 2006. Vol. 116. P. 1–20.

17. *Rambaldi A.N., Hall G., Brown R.P.C.* Re-testing the Resource Curse Hypothesis Using Panel Data and an Improved Measure of Resource Intensity // International Association of Agricultural Economists Conference, August 12–18, 2006. Gold Coast, Australia, 2006.

18. *Rodrik D.* The Social Cost of Foreign Exchange Reserves // International Economic Journal. 2006. Vol. 20. No. 3. P. 253–266.

19. *Sachs J.D., Warner A.M.* Natural Resource Abundance and Economic Growth. NBER Working Paper No. 5398. 1995. URL: <http://www.nber.org/papers/w5398.pdf> (last accessed February 10, 2012).

## Приложение

### 1. Перечень переменных

#### Основные переменные

Название	Значение	Источник
<i>Reserves</i>	Международные резервы (включая золото) на 31 декабря текущего года (долл.)	International Financial Statistics and data files. IMF
<i>GDP</i>	Номинальный годовой ВВП (долл.)	World Development Indicators & Global Development Finance. World Bank
<i>Propensity</i>	Отношение годового импорта товаров и услуг к годовому номинальному ВВП	World Development Indicators & Global Development Finance. World Bank
<i>Fuelexport</i>	Доля экспорта топливных ресурсов в совокупном годовом экспорте страны (%)	UN Comtrade, SITC Rev.3
<i>Переменные режимов валютных курсов</i>		
<i>vk1</i>	Валютное управление (currency board), либо использование иностранной валюты (no separate legal tender), либо другие традиционные режимы валютных курсов (other conventional fixed peg arrangement)	Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. IMF. 2011
<i>vk2</i>	Плавающая привязка (crawling peg), либо плавающий коридор (crawling band), либо управляемое плавание (managed floating)	
<i>vk3</i>	Свободное плавание (independently floating)	

#### Вспомогательные переменные

Название	Пояснение
<i>dummy_i</i>	Дамми-переменная для страны с номером <i>i</i>
<i>lnGDP_i</i>	Переменная, равная произведению <i>dummy_i</i> и переменной <i>lnGDP</i>
<i>propens_i</i>	Переменная, равная произведению <i>dummy_i</i> и переменной <i>propens</i>
<i>fuel_i</i>	Переменная, равная произведению <i>dummy_i</i> и переменной <i>fuel</i>

## 2. Перечень стран, для которых оценивались модели

Австралия	Италия	Польша
Австрия	Йемен	Португалия
Азербайджан	Казахстан	Россия
Албания	Камерун	Руанда
Алжир	Канада	Румыния
Аргентина	Катар	Самоа
Армения	Кения	Саудовская Аравия
Багамы	Кипр	Сенегал
Барбадос	Киргизия	Сингапур
Бахрейн	Китай	Словакия
Белоруссия	Колумбия	Словения
Бельгия	Корея	США
Болгария	Коста-Рика	Таиланд
Боливия	Кот д'Ивуар	Танзания
Ботсвана	Латвия	Тринидад и Тобаго
Бразилия	Ливан	Тунис
Великобритания	Литва	Турция
Венгрия	Люксембург	Уганда
Венесуэла	Маврикий	Украина
Вьетнам	Мадагаскар	Уругвай
Габон	Малави	Фиджи
Гватемала	Малайзия	Филиппины
Германия	Мальта	Финляндия
Греция	Марокко	Франция
Грузия	Мексика	Хорватия
Дания	Мозамбик	Чехия
Доминика	Молдавия	Чили
Доминиканская Республика	Нидерланды	Швейцария
Египет	Никарагуа	Швеция
Замбия	Новая Зеландия	Шри-Ланка
Израиль	Норвегия	Эквадор
Индия	ОАЭ	Эль Сальвадор
Индонезия	Оман	Эстония
Иордания	Пакистан	Южная Африка
Ирландия	Панама	Япония
Исландия	Парагвай	
Испания	Перу	



**И.К. Бакалова**

Научный  
руководитель —  
С.А. Мерзляков

Кафедра  
макрэкономического  
анализа

# Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия 1995–2008

---

**В работе проведено исследование некейнсианских эффектов фискальной политики в России. Для исследования этих эффектов была оценена зависимость потребления от переменных фискальной политики, кроме того, в регрессию были введены четыре фиктивные переменные для изучения периодов наиболее вероятного возникновения некейнсианских эффектов и идентификации каналов некейнсианских эффектов. В результате исследования делается вывод о существовании некейнсианских эффектов фискальной политики в России, что может быть полезным при оценке реакции частного сектора на проводимую фискальную политику.**

## Введение

Эта работа посвящена исследованию причин и условий возникновения эффектов фискальной политики, противоречащих предсказаниям стандартной кейнсианской теории. Речь идет в первую очередь о нелинейном воздействии дискреционной фискальной политики на поведение частного сектора, о возможности возникновения ситуации, при которой ужесточающая политика будет иметь стимулирующий эффект, и наоборот.

Данное направление исследований открывает возможности для решения проблемы альтернативного выбора между увеличением деловой активности населения и снижением дефицита бюджета. Стандартная кейнсианская модель предсказывает увеличение совокупного спроса как результат увеличения государственных расходов или снижения налогов и уменьшение первого — в противном случае. Однако некоторые исторические эпизоды говорят о существовании обратной зависимости, т.е. снижении ВВП при стимулирующей фискальной политике (Финляндия 1977–1980 и 1990–1992, Ирландия 1982–1984, Швеция 1990–1993, Австралия 1990–1994 и др.) или же увеличении ВВП при сдерживающей (Дания 1983–1986, Ирландия 1987–1989, Гре-

ция 1990–1994 и др.). Эмпирические исследования также показывают, что существуют определенные условия для возникновения кейнсианских эффектов фискальной политики. Например, в работе Ф. Джаивацци и М. Пагано [11] — одной из первых научных статей, посвященных исследованию таких эффектов, было выявлено важное условие: структурный фискальный импульс должен быть достаточно сильным и устойчивым. Далее, А. Сазерленд [16] показал, что возникновение кейнсианских эффектов зависит от уровня государственного долга: эти эффекты будут скорее появляться в случае, когда государственный долг достиг высокого уровня.

На данный момент для России не было проведено ни одного исследования, касающегося существования кейнсианских эффектов фискальной политики. Однако этот вопрос является актуальным, так как при идентификации каналов кейнсианских эффектов, существующих в России, можно добиться увеличения совокупного выпуска, при этом не снижая значительно профицит государственного бюджета. В данной работе проводится исследование для России по ежемесячным данным с 1 января 1995 г. по 1 августа 2008 г. Для выявления каналов возникновения кейнсианских эффектов фискальной политики оценивается зависимость потребления от изменения реального ВВП, налогов и государственных расходов, при этом так называемые особые эпизоды — эпизоды, когда существуют причины для возникновения кейнсианских эффектов, исследуются при помощи введения фиктивных переменных.

По результатам исследования можно заключить, что в России имеются каналы кейнсианских эффектов, причем последние более выражены для налогов, чем для государственных расходов. Высокий уровень государственного долга по отношению к потенциальному ВВП, а также быстрорастущий государственный долг не являются причиной возникновения кейнсианских эффектов, в то же время эти эффекты возникают при значительном и длительном фискальном импульсе, кроме того, они имели место при проведении налоговой реформы.

Данная работа структурирована следующим образом: в разделе 1 описываются механизмы возникновения кейнсианских эффектов фискальной политики, в разделе 2 представлен обзор исследований в области кейнсианских эффектов. Раздел 3 посвящен исследованию кейнсианских эффектов в России. В заключении подводятся итоги исследования, дается экономическая интерпретация результатов, оценивается их актуальность и значимость.

## **1. Механизм ожиданий, объясняющий возникновение некейнсианских эффектов фискальной политики**

Основным источником возникновения некейнсианских эффектов являются ожидания. Именно благодаря ожиданиям смены режима государственных затрат (высокий или низкий уровень) либо ожиданиям изменения вероятности дефолта по суверенному долгу, ожиданиям стабилизации или дестабилизации экономической ситуации в стране потребители неодинаково реагируют на фискальные импульсы разного размера, при разном уровне долга и проч.

При проведении фискальной консолидации индивиды могут изменить свои ожидания относительно будущего уровня налогов, государственного долга и государственных расходов. Если проводимая правительством сдерживающая политика внушает доверие агентам, то ожидаемый ими уровень налоговой нагрузки, государственного долга и государственных расходов снизится, при этом увеличится ожидаемый перманентный доход домохозяйств. При увеличении последнего домохозяйства увеличат свое потребление и снизят сбережения уже в данном периоде.

## **2. Обзор работ, посвященных исследованию некейнсианских эффектов фискальной политики**

Одной из первых статей по теме некейнсианских эффектов фискальной политики является работа Ф. Джиаватци, М. Пагано [11]. В данной статье авторы провели исследование исторического эпизода в Швеции (1990–1993), когда стимулирующая фискальная политика имела обратный эффект снижения ВВП, а также исследовали данные по 19 странам ОЭСР. Одним из важных результатов этой работы является выведение первого условия возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики — фискальный импульс должен быть значительным и устойчивым. Только в этом случае запустится механизм ожиданий, и индивиды будут переоценивать свой перманентный доход. Второе условие существования некейнсианских эффектов было выведено в работе [16]. Оно заключается в том, что уровень государственного долга по отношению к ВВП должен быть достаточно высо-

ким (не ниже 70%), для того чтобы задействовать механизм ожиданий и соответственно канал возникновения некейнсианских эффектов. Р. Перотти в статье [14] также исследовал влияние государственного долга и подтвердил, что его высокий уровень может стать источником некейнсианских эффектов.

В работе [8] Ф. Джавацци и М. Пагано, уже совместно с Т. Жаппелли, оценивали функцию национальных сбережений, используя данные по 18 странам ОЭСР за 1970–1996 гг. В качестве факторов оценивались изменения налогов и государственных закупок. Кроме того, при помощи фиктивных переменных были рассмотрены эпизоды, отвечающие условиям возникновения некейнсианских эффектов. Анализируя результаты исследования, авторы сделали вывод о том, что некейнсианские эффекты более вероятны, когда изменение бюджета происходит за счет налогов и трансфертов, а не государственных закупок. Это исследование также показало, что некейнсианские эффекты более выражены при сдерживающей фискальной политике, чем при стимулирующей.

В работе [9] Ф. Джавацци, Т. Жаппелли и М. Пагано провели исследование, похожее на предыдущее, однако провели его для двух групп стран — ОЭСР и развивающихся. Выборка по ОЭСР дала результаты, аналогичные полученным в работе [8], а выборка по развивающимся странам показала, что в них появление некейнсианских эффектов более вероятно. Здесь эти эффекты возникают как при сдерживающей, так и при стимулирующей политике, а также в ситуации, когда государственный долг растет быстрыми темпами.

Б. ван Аарле, Г. Гарретсен [3] провели исследование для 14 европейских стран в период перед вхождением в Европейский валютный союз, когда проводилась фискальная консолидация в целях соответствия показателей критериям фискальной конвергенции Маастрихтского договора. Согласно предположениям авторов в данный период было вероятным появление некейнсианских эффектов, так как экономические агенты ожидали стабилизации экономической ситуации после вхождения в Европейский валютный союз. Авторы оценили зависимость потребления от ВВП и показателей фискальной политики и пришли к выводу, что некейнсианские эффекты фискальной политики действительно наблюдались. Наиболее существенным оказался эффект от изменения государственных закупок, в то время как эффект от изменения налогов и трансфертов в большинстве случаев не являлся статистически значимым.

Помимо исследований на панельных данных, существует также литература по исследованию кейнсианских эффектов в отдельных странах. А. Бургер в статье [6] проводил исследование на данных США 1990–2000 гг., оценивая функцию потребления, подобно тому, как это сделано в исследовании [3]. Автор пришел к выводу, что в рассмотренный период росту американской экономики способствовали механизмы канала ожидания, а также эффект богатства. В работе [13] было проведено исследование ситуации в Португалии, в котором для анализа функции потребления использовалось построение векторной авторегрессии. Авторы делают вывод, что при стимулировании деловой активности экономики для минимизации затрат бюджета необходимо снижать трансферты и промежуточное государственное потребление. В то же время снижение заработных плат государственных служащих и снижение государственных инвестиций будет иметь меньший кейнсианский эффект, а увеличение налогов, в особенности прямых, и вообще не будет иметь такового.

### **3. Эмпирическое исследование: Россия 1995–2008**

#### **3.1. Описание данных**

Для проведения исследования использовались данные за период с января 1995 г. по август 2008 г., по месяцам (всего 164 наблюдения). Этот период выбран для рассмотрения по следующим причинам. Во-первых, в 1999 г. в Российской Федерации был высокий уровень государственного долга по отношению к ВВП, что является одним из особенных эпизодов, важных для рассмотрения при исследовании кейнсианских эффектов. Во-вторых, в 2000-х годах в России проводилась налоговая реформа, которую также важно рассмотреть как эпизод проведения фискальной политики. Периодичность (месячные данные) была выбрана с целью увеличения количества наблюдений.

Использовались данные по валовому внутреннему продукту, индексу потребительских цен, консолидированному бюджету РФ (расходы, доходы государственного бюджета), структуре использования денежных доходов населением (потребление, сбережение), внешнему и внутреннему долгу РФ, а также по ставке процента на межбанковском рынке.

Источниками официальных данных являлись следующие ресурсы: официальный сайт Росстата<sup>1</sup>, официальный сайт ЦБ РФ<sup>2</sup>, официальный сайт Министерства финансов<sup>3</sup>, Экономический журнал ВШЭ<sup>4</sup> (1995–2008 гг.), а также сайт Агентства экономической информации «ПРАЙМ»<sup>5</sup>.

### 3.2. Потенциальный ВВП

В данной работе потенциальный ВВП рассчитан как тренд реального ВВП.

Для построения тренда использовался фильтр Ходрика — Прескотта [12], который строит тренд таким образом, чтобы сумма квадратов отклонений от него была минимальной.

Минус этого метода состоит в том, что оценки очень чувствительны к добавлению новых данных, т.е. они могут быть смещены на концах интервала. Для того чтобы решить эту проблему, в настоящем исследовании для построения тренда потенциального ВВП используется более длинный ряд наблюдений: с января 1993 г. по январь 2010 г., затем концы отсекаются.

Итак, после нахождения потенциального ВВП необходимо найти структурный дефицит (или профицит) государственного бюджета (для удобства данная величина будет далее называться структурным балансом бюджета).

### 3.3. Структурный баланс государственного бюджета

Для расчета структурного баланса государственного бюджета необходимо выявить статьи бюджета, зависящие от стадии делового цикла, и рассчитать эластичность этих статей по разрыву выпуска. После этого с учетом эластичностей и данных по разрыву ВВП можно рассчитать структурный баланс государственного бюджета.

В работах К.Е. Платонова [2] и Е.А. Васильевой и др. [1] проводилось исследование структурного баланса государственного бюджета

---

<sup>1</sup> <http://www.gks.ru/>

<sup>2</sup> <http://www.cbr.ru/>

<sup>3</sup> <http://www.minfin.ru/>

<sup>4</sup> [http://library.hse.ru/e-resources/HSE\\_economic\\_journal/](http://library.hse.ru/e-resources/HSE_economic_journal/)

<sup>5</sup> <http://e3.prime-tass.ru/macro/>

для российской экономики. При расчете структурного баланса государственного бюджета в данной работе будут использованы некоторые идеи, заимствованные из работ [1; 2].

Е.А. Васильева с соавторами для расчета структурного профицита использовали методологию, предложенную экспертами ОЭСР, и находили его по формуле:

$$b^* = \frac{\left[ \sum_{i=1}^n T_i \cdot \left( \frac{Y^*}{Y} \right)^{\varepsilon_{i,y}} \right] - G + X}{Y^*},$$

где  $T_i$  — поступления по налогу  $i$ ;  $X$  — автономные бюджетные доходы;  $G$  — расходы государственного бюджета;  $Y$  — фактический ВВП;  $Y^*$  — потенциальный ВВП;  $\varepsilon_{i,y}$  — эластичность налоговых поступлений по  $i$ -му налогу по разрыву выпуска.

К минусам этого подхода можно отнести то, что он был разработан для развитых стран и соответственно учитывает специфику именно развитых экономик, такой подход не очень корректно использовать по отношению к России, которую обычно относят к группе развивающихся стран.

Например, государственные расходы здесь принимаются как ациклическая переменная, однако существуют эмпирические исследования, которые подтверждают, что в российской экономике государственные расходы являются величиной проциклической. Такой вывод, например, делается в статье Н. Эрбил [7], в которой проводилось исследование для 28 нефтедобывающих стран, в том числе и России, за период 1990–2009 г. Для группы стран со средним доходом (к которой была отнесена Россия) выявлено, что государственные расходы являются строго проциклической величиной. Это наблюдение учтено в настоящем исследовании следующим образом: эластичность по разрыву выпуска посчитана не только для налоговых поступлений, но и для государственных расходов.

Для подсчета эластичностей были оценены следующие регрессии:

$$\ln(T_i) = \alpha^T + \beta^T \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + v_t,$$

$$\ln(E_t) = \alpha^E + \beta^E \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + w_t,$$

где  $T$  — налоговые доходы государственного бюджета;  $E$  — расходы государственного бюджета<sup>6</sup>.

Результаты оценки приведены ниже:

$$\ln(T_t) = 0,06 \cdot \ln(E_{t-1}) + 0,86 \cdot \ln(E_{t-12}) + 1,38 \cdot \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + w_t - 0,7 \cdot w_{t-12},$$

$$\ln(E_t) = 2,55 + 0,04 \cdot \ln(E_{t-1}) + 0,77 \cdot \ln(E_{t-12}) + 1,21 \cdot \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + w_t - 0,8 \cdot w_{t-12}.$$

Из расчетов видно, что и налоги, и государственные расходы положительно зависят от разрыва выпуска, причем эластичность налогов равна 1,38, а эластичность государственных расходов — 1,21. В остатках оцененных регрессий нет автокорреляции и гетероскедастичности.

Далее, имея данные по эластичности государственных расходов и налоговых поступлений по разрыву выпуска, можно рассчитать структурный баланс государственного бюджета. Для расчета структурного баланса использовалась следующая формула (модифицированной формула, предложенная экспертами ОЭСР):

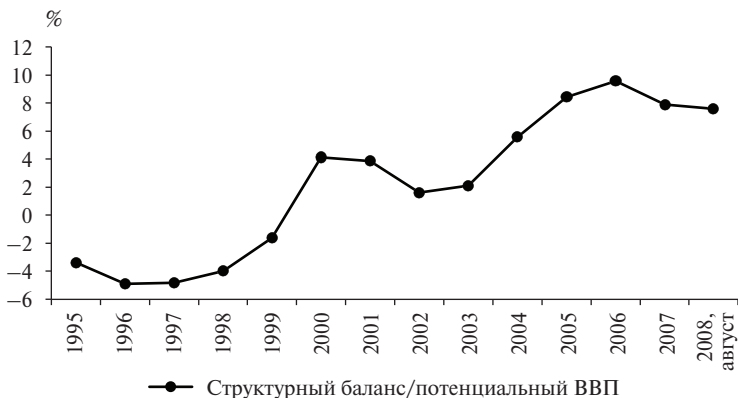
$$b^* = \frac{T \cdot \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_{t,y}} - E \cdot \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_{e,y}} + X}{Y^*},$$

где  $T$  — налоговые доходы бюджета;  $E$  — расходы государственного бюджета;  $X$  — неналоговые доходы государственного бюджета;  $Y$  — реальный ВВП;  $Y^*$  — потенциальный уровень ВВП (посчитанный ранее при помощи фильтра Ходрика — Прескотта);  $\varepsilon_{t,y}$  и  $\varepsilon_{e,y}$  — эластичности соответственно налоговых поступлений и расходов бюджета по разрыву выпуска, оцененные выше.

При расчете структурного баланса бюджета нельзя обойти стороной тот факт, что баланс государственного бюджета сильно зависит от ситуации на мировом рынке углеводородов. В работе К.Е. Платонова [2] были исследованы различные методы подсчета структурного баланса, в том числе расчет при помощи оценки эластичностей статей баланса по разрыву выпуска и расчет в постоянных ценах на нефть. После сравнения полученных результатов был сделан вывод, что эти

<sup>6</sup> Использовались данные Экономического журнала ВШЭ.





**Рис. 1.** Отношение структурного баланса государственного бюджета к потенциальному ВВП

методы являются взаимозаменяемыми, так как дают примерно одинаковый результат. В данной работе будет использован метод подсчета эластичностей статей бюджета по разрыву выпуска.

График рассчитанного структурного баланса бюджета по отношению к потенциальному ВВП представлен на рис. 1.

Рассчитав структурный баланс государственного бюджета, необходимо найти его изменение, т.е. величину  $(b_t^* - b_{t-1}^*)$  — это и есть структурный фискальный импульс. Ниже представлен график рассчитанного структурного фискального импульса (рис. 2).

Исходя из анализа рис. 1 и 2, можно выдвинуть предположение о том, что в периоды 1997–2000 гг. и 2003–2005 гг. в России проводилась сдерживающая фискальная политика. Данное предположение сделано на основе визуального анализа; необходимо определить более строго, являются ли эти периоды действительно эпизодами со значительным и длительным фискальным импульсом.

### 3.4. Выделение особенных эпизодов

Для выделения особенных эпизодов в данной работе будут использованы критерии, сформулированные в статье Ф. Джавацци, Т. Жаппелли и М. Пагано [8], так как они являются базовыми и признаны всеми исследователями работами в данной области. Критерии формулируются следующим образом.



**Рис. 2.** Динамика структурного фискального импульса

1. Фискальный импульс является устойчивым и значительным (изменение структурного профицита государственного бюджета свыше чем на 1,5 процентных пункта в год на протяжении не менее чем двух лет).

2. Высокое отношение государственного долга к ВВП (свыше 70% от потенциального ВВП).

3. Быстрорастущий государственный долг (государственный долг по отношению к потенциальному ВВП растет темпами свыше 4% в год в течение более чем двух лет подряд).

Для выделения особенных эпизодов фискальной политики необходимо рассмотреть изменение структурного баланса государственного бюджета и уровень государственного долга. Используя эти данные, выявим периоды, относящиеся к особенным эпизодам согласно вышеперечисленным критериям.

*1. Фискальный импульс является устойчивым и значительным*

Для выявления особенного эпизода со значительным и длительным фискальным импульсом необходимо рассмотреть изменение структурного баланса государственного бюджета. В табл. 1 представлены требуемые данные.

Зеленым цветом отмечены периоды, относящиеся согласно выбранному критерию к особенным эпизодам. Для исследования этих эпизодов в регрессию введена дамми-переменная  $D1$  ( $D1 = 1$  в периоды 1999–2000 гг. и 2004–2005 гг.).

**Таблица 1.** Структурный фискальный импульс

Год	Структурный фискальный импульс, %
1996	–1,52
1997	0,09
1998	0,84
1999	2,37
2000	5,73
2001	–0,25
2002	–2,23
2003	0,50
2004	3,44
2005	2,87
2006	1,14
2007	–1,67
2008, август	–0,30

## *2. Высокое отношение государственного долга к ВВП*

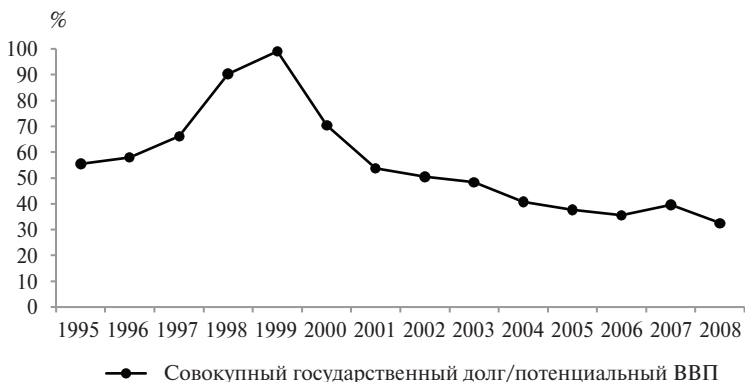
Далее рассмотрим отношения совокупного государственного долга России к потенциальному ВВП. Динамика данного показателя представлена на рис. 3.

На рисунке видно, что уровень государственного долга превышает 70% потенциального ВВП в 1998, 1999 и 2000 гг. Итак, 1998–2000 гг. относятся к особенному периоду высокого отношения государственного долга к ВВП. Для исследования этого периода в регрессию введена дамми-переменная  $D2$  ( $D2 = 1$  в период 1998–2000 гг.).

## *3. Быстрорастущий государственный долг*

Для того чтобы выявить особенные эпизоды, удовлетворяющие данному критерию, необходимо рассмотреть рост отношения государственного долга к потенциальному ВВП. Таблица с соответствующими значениями представлена ниже (табл. 2).

Как видно из таблицы, выбранному критерию удовлетворяет период 1997–1999 гг. Для выделения периода быстрорастущего государственного долга в регрессию включена дамми-переменная  $D3$  ( $D3 = 1$  в период 1997–1999 гг.).



**Рис. 3.** Динамика отношения совокупного государственного долга к потенциальному ВВП

**Таблица 2.** Динамика роста отношения совокупного государственного долга к потенциальному ВВП

Год	Изменение отношения государственного долга к потенциальному ВВП, %
1996	2,42
1997	8,20
1998	24,21
1999	8,73
2000	-28,62
2001	-16,74
2002	-3,26
2003	-2,07
2004	-7,66
2005	-2,94
2006	-2,22
2007	4,04
2008	-6,98

### 3.5. Оценка функции потребления

Следующий этап исследования — оценка функции потребления на российских данных. Оцениваемой переменной является доля располагаемого дохода (дохода после уплаты налогов и других обязательных платежей), которую население тратит на потребление. Необходимые данные содержатся в Экономическом журнале ВШЭ (1998–2008 гг.).

Основанием для выбора факторов оцениваемой регрессии стали существующие исследования в этой области, в частности, [11; 3; 6; 4; 10] и проч. В данном исследовании в качестве факторов используются: реальная ставка процента, логарифм реального ВВП, логарифм уровня налогов и государственных расходов (с учетом колебаний делового цикла), а также лаговые значения этих параметров. Реальная ставка процента рассчитана как ставка процента на межбанковском рынке за вычетом инфляции, за меру инфляции принято значение индекса потребительских цен.

#### 3.5.1. Характеристики данных

Прежде чем оценивать регрессию, необходимо проверить ряды на наличие сезонности, структурных сдвигов, единичных корней. Для проверки на наличие сезонности, а также сглаживания сезонных колебаний использовалась методология X-12, разработанная Бюро переписи населения США. Для проверки на наличие структурных сдвигов проводился тест на структурный сдвиг в неизвестной точке Эндрюса — Квандта, а также тест на структурный сдвиг Чоу. Для тестирования на наличие единичных корней проводился расширенный тест Дики — Фуллера, а также тест Квятковского — Филлипса-Шмидта — Шина.

Все ряды, кроме реальной ставки процента, были очищены от сезонной составляющей. Помимо этого во всех рядах, кроме ряда реальной процентной ставки, был обнаружен один единичный корень. Иначе говоря, ряды доли потребления, логарифма налогов и государственных расходов, а также логарифма реального ВВП принадлежат классу  $I(1)$ , т.е. стационарны в первых разностях, что является характерным для большинства рядов макроэкономических показателей. Учитывая этот факт, в регрессию будут включаться разности исследуемых величин.

Далее ряды данных тестировались на наличие структурных сдвигов. Структурные сдвиги были обнаружены в августе 1998 г. для ло-

гарифма реального ВВП и в октябре 1998 г. для доли потребления. Найденные структурные сдвиги могут быть объяснены дефолтом по государственным облигациям, объявленным Российской Федерацией 17 августа 1998 г., последующим тоекратным удешевлением рубля и сильным экономическим кризисом. Наличие данных структурных сдвигов будет учтено путем построения регрессии на укороченной выборке с октября 1998 г. по август 2008 г.

Обнаружилось также два структурных сдвига для логарифма налоговых поступлений в бюджет — в сентябре 2002 г. и в апреле 2007 г., что можно объяснить проводимой в этот период в Российской Федерации налоговой реформой (установление плоской шкалы подоходного налога в 13%, снижение налога на прибыль до 24%, снижение общей налоговой нагрузки населения<sup>7</sup>). Данный эпизод также можно рассмотреть особо при помощи введения четвертой дамми-переменной  $D_4$  ( $D_4 = 1$  в период с сентября 2002 г. по апрель 2007 г.).

Итак, функция потребления будет оцениваться на двух выборах — полной и усеченной (с октября 1998 г.), после чего результаты будут сравниваться. Для исследования особенных эпизодов будут введены четыре дамми-переменные, которые описаны в табл. 3.

**Таблица 3.** Особенности эпизоды

Дамми-переменная	Период	Описание эпизода
$D_1$	$D_1 = 1$ — 1999–2000 гг., 2004–2005 гг. $D_1 = 0$ — в остальных случаях	Значительный и длительный фискальный импульс
$D_2$	$D_2 = 1$ — 1998–2000 гг. $D_2 = 0$ — в остальных случаях	Высокое отношение государственного долга к потенциальному ВВП
$D_3$	$D_3 = 1$ — 1997–1999 гг. $D_3 = 0$ — в остальных случаях	Быстрорастущий государственный долг по отношению к потенциальному ВВП
$D_4$	$D_4 = 1$ — сент. 2002 г. — апр. 2007 г. $D_4 = 0$ — в остальных случаях	Снижение налоговой нагрузки населения

<sup>7</sup> По данным Министерства финансов РФ.

### 3.5.2. Спецификация функции потребления

В данном исследовании будет оцениваться следующая спецификация функции потребления:

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & \alpha_1 + \alpha_2 i + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \Delta c_{t-1} + \alpha_5 \Delta \log(y_t) + \alpha_6 \Delta \log(y_{t-1}) + \\ & + \gamma_1 \Delta \log(\text{tax}_t) + \gamma_2 \Delta \log(\text{tax}_{t-1}) + \gamma_3 \Delta \log(\text{expen}_t) + \gamma_4 \Delta \log(\text{expen}_{t-1}) + \\ & + D_t(\delta_1 \Delta \log(\text{tax}_t) + \delta_2 \Delta \log(\text{tax}_{t-1}) + \delta_3 \Delta \log(\text{expen}_t) + \delta_4 \Delta \log(\text{expen}_{t-1})). \end{aligned}$$

где  $c_t$  — доля располагаемого дохода, которую население тратит на потребление;

$\log(y_t)$  — логарифм реального ВВП;

$\log(\text{tax}_t)$  — логарифм налоговых поступлений в бюджет с учетом циклических колебаний;

$\log(\text{expen}_t)$  — логарифм государственных расходов с учетом циклических колебаний;

$D$  — дамми-переменная, необходимая для исследования особенных эпизодов.

Данная спецификация модели позволяет учитывать как краткосрочный эффект ( $\alpha_5, \gamma_1, \gamma_3, \delta_1, \delta_3$ ), так и эффект изменения фискальных переменных предыдущего периода ( $\alpha_6, \gamma_2, \gamma_4, \delta_2, \delta_4$ ).

Регрессия оценивалась методом наименьших квадратов, результаты оценки отражены в табл. 4 для полной выборки и в табл. 5 для усеченной выборки. В первом столбце содержатся коэффициенты при оценке без дамми, во втором соответственно при  $D = D1$  (фискальный импульс значительный и длительный), в третьем —  $D = D2$  (высокое отношение государственного долга к потенциальному ВВП), в четвертом  $D = D3$  (быстрорастущий государственный долг по отношению к потенциальному ВВП) и в пятом  $D = D4$  (проведение налоговой реформы). Звездочками обозначена значимость коэффициентов: \*\*\* — на 1%-ном уровне; \*\* — на 5%-ном уровне, \* — на 10%-ном уровне значимости.

**Таблица 4.** Результаты оценки функции потребления на полной выборке

Название переменной	Обозначение	Без лагги	D1	D2	D3	D4
Свободный член	C	0,00147	0,00129	0,00133	0,00134	0,00137
Реальная ставка процента	I	-0,0637***	-0,056***	-0,065*	-0,063*	-0,0595**
Реальная ставка процента предыдущего периода	I(-1)	-0,0696**	-0,061***	-0,0708**	-0,071**	-0,0637***
Изменение доли потребления предыдущего периода	$\Delta$ CONS(-1)	0,3204***	0,3096***	0,3255***	0,3149***	0,2443***
Изменение доли потребления год назад	$\Delta$ CONS(-12)	0,2941***	0,2663***	0,2882**	0,2961**	0,3042***
Изменение логарифма реального ВВП	$\Delta$ GDP	0,05**	0,0413**	0,0481**	0,0476**	0,0407**
Изменение логарифма реального ВВП предыдущего периода	$\Delta$ GDP(-1)	0,0088	0,0016	0,0113	0,0119	0,0141
Изменение логарифма налогов	$\Delta$ TAX	-0,0114*	-0,0112*	-0,0104	-0,0101	-0,0204*
Изменение логарифма налогов предыдущего периода	$\Delta$ TAX(-1)	0,0011	-0,0013	0,0016	0,002	-0,0226*
Изменение логарифма государственных расходов	$\Delta$ EXPEN	0,02*	0,0103	0,0108*	0,106	0,0169



Название переменной	Обозначение	Без дамми	D1	D2	D3	D4
Изменение государственных расходов предыдущего периода	$\Delta \text{EXPEN}(-1)$	0,0019	0,0045	0,0034	0,041	0,0309**
<i>D*</i> Изменение логарифма налогов	$D*\Delta \text{TAX}$	0,0022	0,0022	0,0442	0,0398	0,0122
<i>D*</i> Изменение логарифма налогов предыдущего периода	$D*\Delta \text{TAX}(-1)$	0,0033	0,0033	0,0019	0,0025	0,0349**
<i>D*</i> Изменение логарифма государственных расходов	$D*\Delta \text{EXPEN}$	0,004	0,004	-0,0254	-0,0041	0,0114
<i>D*</i> Изменение государственных расходов предыдущего периода	$D*\Delta \text{EXPEN}(-1)$	0,0212	0,0212	0,0025	0,0036	-0,0301**
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>		0,3087	0,3138	0,3186	0,3174	0,3285
<i>DW</i>		2,1474	2,1474	2,1544	2,1495	2,1167

**Таблица 5.** Результаты оценки функции потребления на усеченной выборке (окт. 1998 г. — авг. 2008 г.)

Название переменной	Обозначение	Без дамми	D1	D2	D3	D4
Свободный член	C	0,00383*	0,00278	0,00352	0,00342	0,0038
Реальная ставка процента	I	-0,0101	-0,0029	-0,0124	-0,0115	-0,0188
Реальная ставка процента предыдущего периода	I(-1)	-0,0691	-0,0752	-0,0695	-0,0712	-0,0588
Изменение доли потребления предыдущего периода	$\Delta$ CONS(-1)	0,4259***	0,4582***	0,4414***	0,4524***	0,4039***
Изменение доли потребления год назад	$\Delta$ CONS(-12)	0,2204***	0,2051***	0,1855***	0,1964**	0,2262**
Изменение логарифма реального ВВП	$\Delta$ GDP	0,0275*	0,0202	0,0169	0,0196	0,0134
Изменение логарифма реального ВВП предыдущего периода	$\Delta$ GDP(-1)	0,0086	0,0227*	0,0153	0,0204	0,0044
Изменение логарифма налогов	$\Delta$ TAX	-0,0129*	-0,0026*	-0,0044	-0,0018	-0,001
Изменение логарифма налогов предыдущего периода	$\Delta$ TAX(-1)	-0,006	-0,0073*	-0,008	-0,0074	-0,0109*
Изменение логарифма государственных расходов	$\Delta$ EXPEN	0,0042	0,0058	0,0064	0,006	0,0065

Название переменной	Обозначение	Без дамми	D1	D2	D3	D4
Изменение государственных расходов предыдущего периода	$\Delta \text{EXPEN}(-1)$	0,0002	0,003	0,0026	0,0019	0,0219
<i>D*</i> Изменение логарифма налогов	$D*\Delta \text{TAX}$		0,0203*	-0,055	-0,004	0,0074
<i>D*</i> Изменение логарифма налогов предыдущего периода	$D*\Delta \text{TAX}(-1)$		0,0064	0,0181	0,0114	0,0229**
<i>D*</i> Изменение логарифма государственных расходов	$D*\Delta \text{EXPEN}$		0,0285	-0,0696	-0,0585	-0,0122
<i>D*</i> Изменение государственных расходов предыдущего периода	$D*\Delta \text{EXPEN}(-1)$		0,0367	0,005	0,012	-0,0206*
<i>Adj R<sup>2</sup></i>		0,4194	0,4154	0,4206	0,4105	0,4511
<i>DW</i>		2,1474	2,1691	2,1512	2,1614	2,1478

### 3.6. Анализ полученных результатов

Итак, рассмотрим коэффициенты регрессии, оцененной без учета особенных эпизодов, т.е. без включения дамми-переменных. Как видно, имеется значимая на 1% положительная зависимость от лаговых значений доли потребления как на полной выборке, так и на усеченной. Кроме того, на полной выборке имеется значимая отрицательная зависимость от реальной ставки процента и ее лагового значения. Далее, коэффициент при изменении логарифма реального ВВП является значимым и положительным, что интуитивно интерпретируется следующим образом: при увеличении совокупного дохода в стране население начинает относительно большую часть дохода тратить на потребление. Значимым на 10%-ном уровне значимости является и коэффициент при изменении логарифма налогов. Данный коэффициент показывает отрицательную зависимость доли потребления от налогов, что подтверждает предсказания кейнсианской теории. Коэффициент при изменении логарифма государственных расходов оказался значимым только на полной выборке и имеет положительный знак, что также подтверждает предсказания кейнсианской теории.

Теперь рассмотрим коэффициенты, получившиеся при оценке регрессии с включением первой дамми-переменной, обозначающей значительный и длительный фискальный импульс. Для обеих выборок коэффициенты при реальной ставке процента и лаговых значениях доли потребления принципиальным образом не изменились. Из коэффициентов с дамми-переменной оказался значимым только коэффициент при изменении налогов в усеченной выборке. Этот коэффициент имеет положительный знак, т.е. противоречит предсказаниям кейнсианской теории. Сравним величину некейнсианского и кейнсианского эффектов для данного случая:  $-0,0026 + 0,0203 = 0,0177$ . Очевидно, что некейнсианский эффект при увеличении налогов в случае значительного и длительного фискального импульса превышает кейнсианский. Можно сделать вывод о том, что при значительном и длительном фискальном импульсе изменение налогов в России имеет некейнсианский эффект.

Далее, рассмотрим регрессию с включением второй дамми-переменной, отвечающей за высокое отношение государственного долга к потенциальному ВВП. В этом случае переменные без дамми существенно не изменяются, а переменные с дамми оказываются незначимыми. Похожие результаты показывает оценка регрессии с включением третьей дамми-переменной, обозначающей быстрора-

стущий государственный долг. Таким образом, можно заключить, что при высоком и быстрорастущем государственном долге в России не наблюдалось некейнсианских эффектов фискальной политики.

Последний особенный эпизод, который рассматривается при помощи четвертой дамми-переменной — это проводимая в России в начале 2000-х годов налоговая реформа. Коэффициенты без дамми опять-таки существенно не изменяются, что же касается коэффициентов с дамми, то здесь наблюдается следующая ситуация: для полной выборки оказываются значимыми на 5%-ном уровне коэффициенты при лаговых значениях изменений логарифмов налогов и государственных расходов, для усеченной выборки коэффициент при лаговом значении изменения логарифма налогов также значим на 5%-ном, а коэффициент при лаговом значении изменения логарифма государственных расходов — на 10%-ном уровне. При этом все коэффициенты при дамми имеют знаки, свидетельствующие о наличии некейнсианских эффектов. Рассчитаем, насколько значимы данные некейнсианские эффекты.

*Полная выборка:*

Налоги (лаговое значение):  $-0,0226 + 0,0349 = 0,0123$

Государственные расходы (лаговое значение):  
 $0,0309 - 0,0301 = 0,0008$

*Усеченная выборка:*

Налоги (лаговое значение):  $-0,0109 + 0,0229 = 0,012$

Государственные расходы (лаговое значение):  
 $0,0219 - 0,0206 = 0,0013$

Итак, мы видим, что в случае налогов некейнсианский эффект сильнее кейнсианского, и результирующий эффект воздействия изменения налогов на долю потребления оказывается некейнсианским. В случае государственных расходов некейнсианский эффект приблизительно равен кейнсианскому, и в конечном счете государственные расходы практически не имеют воздействия на долю потребления.

Можно также отметить, что коэффициенты оказались малочувствительны к изменению размера выборки.

## 4. Заключение

В данной работе было проведено исследование некейнсианских эффектов фискальной политики для России. Оценена зависимость доли потребления от реальной процентной ставки, логарифма реаль-

ного ВВП, логарифма налоговых поступлений в бюджет и логарифма расходов государственного бюджета. Ввиду того что все ряды, кроме реальной процентной ставки, являются стационарными в первых разностях, оценивались ряды в разностях. При помощи введения фиктивных переменных в регрессию были рассмотрены четыре особенных периода: период значительного и длительного фискального импульса, периоды высокого и быстрорастущего отношения государственного долга к потенциальному ВВП, а также период проведения налоговой реформы в Российской Федерации.

В ходе исследования было выявлено, во-первых, что при высоком и быстрорастущем отношении государственного долга к потенциальному ВВП фискальная политика в России не имела некейнсианских эффектов. Во-вторых, при значительном и длительном фискальном импульсе увеличение налогов имело эффект увеличения доли потребления. И в-третьих, во время проведения налоговой реформы наблюдались некейнсианские эффекты, которые были выражены как при изменении налогов, так и при изменении государственных расходов. Это можно объяснить следующим образом: в 2000-х годах в России была проведена налоговая реформа, направленная на снижение налогового бремени населения. При этом многие граждане, ранее укрывавшие свой доход от государства, стали платить налоги. Таким образом, наблюдалось увеличение налоговых поступлений в бюджет, т.е. фискальная политика рассматривается как сдерживающая, хотя по сути своей она является стимулирующей.

Заключения, сделанные по результатам проведенного исследования, свидетельствуют о существовании каналов некейнсианских эффектов фискальной политики в России. Данный вывод является значимым для выработки и моделирования фискальной политики, для анализа воздействия мер фискальной политики на частный сектор и экономическое равновесие в целом. Принимая во внимание механизмы воздействия некейнсианских эффектов, можно добиться более детального моделирования и более достоверных прогнозов реакции частного сектора на фискальную политику.

## **Источники**

1. *Васильева Е.А., Власов С.А., Пономаренко А.А.* Анализ стабилизационной функции и устойчивости государственных финансов Российской Федерации // Экономический журнал ВШЭ. 2009. № 3.

2. *Платонов К.Е.* Структурный баланс бюджета и индикаторы фискальной политики. Препринт WP12/2012/03. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012.
3. *Van Aarle B., Garretsen H.* Keynesian, Non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case // *Journal of Macroeconomics*. 2003. Vol. 25. P. 213–240.
4. *Afonso A.* Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15. Working Paper 2001/07. Technical University of Lisbon, School of Economics and Management (ISEG), 2001.
5. *Benk S., Jakab Z.M.* Non-Keynesian Effects of Fiscal Consolidation: An Analysis with an Estimated DSGE Model for the Hungarian Economy. OECD Economic Department Working Paper No. 945. 2012.
6. *Burger A.* Reasons for the U.S. Growth Period in the Nineties: Non-Keynesian Effects, Asset Wealth and Productivity». Working Paper No. 95. Vienna University of Economics & B.A. Department of Economics Working Paper Series, 2006.
7. *Erbil N.* Is Fiscal Policy Procyclical in Developing Oil-Producing Countries? IMF Working Paper WP No. 11/171. 2011.
8. *Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M.* Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy. CSEF Working Paper No. 16. 1999.
9. *Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M.* Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries // *European Economic Review*. 2000. Vol. 44. Iss. 7. June. P. 1259–1289.
10. *Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M., Benedetti M.* Searching for Non-Monotonic Effects of Fiscal Policy: New Evidence. NBER Working Paper No. 11593. 2005.
11. *Giavazzi F., Pagano M.* Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience // *Swedish Economic Policy Review*. 1996. Vol. 3. No. 1. Spring. P. 67–103.
12. *Hodrick R., Prescott E.* Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. Discussion Paper No. 451. Carnegie-Mellon University, 1980.
13. *Pereira A., Sagales O.* On the Effect of Fiscal Policies in Portugal. Working Paper No. 35. College of William and Mary, Department of Economics, 2006.
14. *Perott R.* Fiscal Policy in Good Times and Bad // *Quarterly Journal of Economics*. 1999. Vol. 114. P. 1399–1436.
15. *Rzońca A., Ciżkowicz P.* Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States. ECB Working Paper Series No. 519. 2005. September.
16. *Sutherland A.* Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy? // *Journal of Public Economics*. 1997. Vol. 65. No. 2. P. 147–162.

**Т.А. Гасс**  
Научный  
руководитель —  
М.Г. Колосницына  
Кафедра  
государственного  
управления  
и экономики  
общественного сектора

# Неравенство населения России в жилищной сфере

---

**Ситуация на рынке жилья в России сложная: самостоятельное улучшение жилищных условий недоступно для большей части граждан, а качество жилья в среднем невысокое. Неравенство населения в жилищной сфере ниже, чем неравенство в доходах, аналогичная ситуация наблюдается и с бедностью. Однако введение в анализ параметров качества жилья меняет эту картину.**

## Введение

В статье рассматривается проблема неравенства жилищных условий населения России. Неравенство — ключевая проблема экономики благосостояния, а жилье — важнейший и наиболее дорогой материальный актив большинства домохозяйств. В России проблемы на рынке жилья повышают значимость этого актива, так как недоступность ипотеки и неразвитость аренды жилья ограничивают активность населения в данной сфере. В работе рассматривается не только неравенство в жилищной сфере, но и бедность, так как высокий уровень неравенства при низком уровне бедности может играть стимулирующую роль, побуждая людей более эффективно использовать различные рыночные возможности, свои способности и активы.

Изменение ситуации в жилищной сфере после распада Советского Союза нельзя охарактеризовать однозначно, серьезных улучшений здесь не произошло. Анализ, проведенный Институтом экономики города, показывает, что ситуация с обеспеченностью жильем изменилась незначительно: крайняя бедность (обеспеченность жильем — менее 40% от средней по стране) снизилась с 6,1 до 4,3%, а следующая группа по уровню обеспеченности (менее 60% от средней по стране) увеличилась с 18,4 до 21,7% [14].



Ситуация в жилищной сфере на уровне домохозяйств недостаточно изучена. Различные нормативно-правовые документы, в которых декларируются намерения властей разного уровня реализовывать программы (жилищной направленности, отражают повышение внимания к этой сфере жизни общества. Продуманная политика не может строиться с «чистого листа»: необходимо понимание ситуации в данном конкретном секторе. Целью работы является оценка неравенства населения России в жилищной сфере в 2003–2009 г. без учета стоимостных показателей жилья, а также определение влияния показателей качества жилья на итоговое неравенство. Гипотеза, проверяемая в работе, звучит следующим образом: неравенство населения России в жилищной сфере ниже неравенства в доходах населения.

Объектом исследования является население России в целом, а предметом — неравенство в распределении жилья, в том числе с учетом его качества. Анализ проводится на микроданных, они дают возможность рассчитать различные индексы неравенства и рассмотреть проблему детально. Обследование бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ), проводимое Росстатом, представляет собой пространственную выборку, репрезентативную по России в целом, данные этого обследования и легли в основу анализа. Для измерения неравенства были выбраны коэффициент фондов и индекс Джини.

Работа состоит из двух разделов. В первом дается обзор ситуации в жилищной сфере России и других стран, во втором — анализ неравенства, основанный на микроданных Росстата.

## **Обзор исследований по имущественному неравенству**

Основным имуществом домохозяйства во всех странах признается жилье, поэтому именно оно чаще всего исследуется, когда речь идет об имуществе домохозяйств. Р. Яо и Ф. Жанг [48] отмечают, что в 2001 г. примерно для двух третей американских семей и жилье составляло 55% их совокупного богатства, а выбор между арендой и покупкой жилья происходил на основе взвешивания выгод от аренды и обладания жильем. Главной выгодой арендного жилья является его ликвидность, а собственного — меньшие траты на него по сравнению с арендным. А. Хенли [39] подчеркивает, что жилье является самой большой частью всех активов для малообеспеченных слоев населения и семей, обладающих средним достатком.

В 1990 г. вышла статья Т. Клака [41], подчеркивающая различия направлений поддержки населения в жилищной сфере для развитых и развивающихся стран. Так, для развитых стран важна поддержка на рынке жилья бедного населения, а для развивающихся — среднего класса. Редко удается совместить подобные типы политик и предоставить соизмеримые выигрыши для малообеспеченного населения и среднего класса. Тозер, президент Государственной ипотечной ассоциации Ginnie Mae, в интервью газете «Ведомости» подчеркнул, что «самая большая проблема, стоящая перед нами (США. — Т.Г.), заключается в переизбытке построенного жилья во время спекулятивного бума. Условия кредитования... были настолько мягкими, что дома строились для людей, которые никогда не собирались в них жить» [22]. Даже в США люди не всегда понимали, что свой дом означает ответственность, и кризис помог им это осознать, отмечает Тозер.

Рейнголд и др. [48] пишут, что «социальное» жилье стало синонимом бедности, наркотиков, оружия, «загнивания» города и провалившейся социальной политики. При этом недостатки муниципального жилья в городах связаны не с прямым влиянием, оказываемым на социальный капитал его жителей или их активность на рынке труда, а с недостатками окружения и контингента жителей микрорайона [Ibid.]. По этой причине многие исследователи склоняются к варианту внедрения социального жилья в другие, благополучные районы, а не строительства отдельного района муниципального жилья. К. Бонд и Р. Вильямс [29] показали, что в отсутствие эффективных действий государства постоянный и растущий уровень сегрегации населения может стать одним из наиболее долгосрочных последствий ипотечного кризиса.

К. Готхэм [38] доказал, что, несмотря на декларирование снижения неравенства на рынке жилья в США, в том числе этнического и расового, в настоящее время данной цели достичь не удалось, сегрегация на рынке не сократилась (по сравнению с 1930–1970 гг.). В 2001 г. Ч. Флиппен исследовала неравенство между всеми американцами, кроме черных, и показала, что неравенство в обладании жильем и его стоимости в большей степени связано для американцев с их характеристиками, а не расовыми признаками [36], при этом жилье влияет на стратификацию населения. В 2004 г. уже в другой статье Ч. Флиппен подтвердила данный вывод: неравенство в жилье оказывает сильное отрицательное влияние на совокупный уровень богатства и имеет важное значение для расовой и этнической стратификации населения [37].

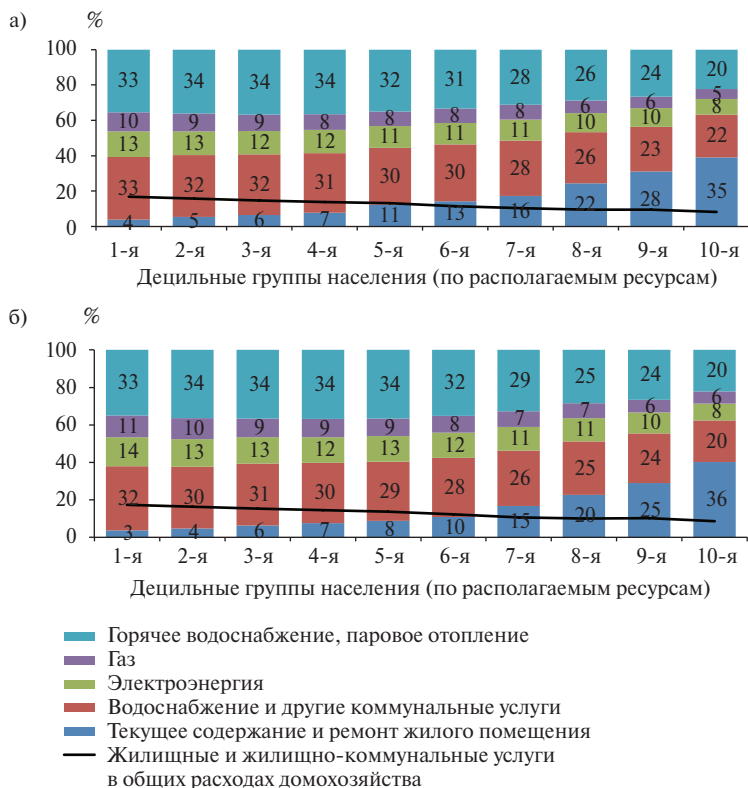
Л. Криво и Р. Кауфман, используя бинарную модель равенства в разрезе жилья [43], обнаружили, что неравенство на рынке жилья в США не связано с национальностью и расовой принадлежностью собственника, а зависит только от его характеристик, таких как образование, возраст, семейный статус и число лет обладания домом. При этом сами характеристики индивида связаны с его расой, чаще всего с присущей ей мотивацией к достижениям. А неравенство в жилье ведет к различиям в благополучии домохозяйств.

Коллектив российских авторов отмечает, что в 1999 г. в США 5 млн семей, не получивших жилищную помощь, имели «худший (серьезнейший) случай потребности в жилье» [8].

Е.С. Шомина пишет, что при решении проблемы нехватки жилья и обеспечении жильем всех жителей страны встает вопрос о его качестве. И жилищная политика переориентируется с обеспечения населения любым жильем (крышей над головой) на обеспечение качественным жильем [6]. Требования к качеству растут по мере увеличения доли качественного жилья в жилищном фонде страны, что ведет к невозможности полностью решить все проблемы на рынке жилья и отказаться от осознанной государственной жилищной политики.

Ситуация на рынке жилья в России отличается от ситуации в развитых странах и имеет ряд особенностей, в том числе связанных с процессом реформирования жилищной сферы. А.К. Гузанова пишет, что рынок жилья как бы разделился на две части — старый жилищный фонд, для которого характерны низкий уровень благоустройства, застой с капитальным ремонтом, проблемы ЖКХ, и новый жилищный фонд, который работает «преимущественно на строительство жилья высоких потребительских стандартов для самых богатых» [9]. А.В. Ермашина показала, что в данный момент население России перекладывает ответственность за состояние жилищной сферы на государство [10], т.е. занимает пассивную позицию, особенно в части капитального ремонта многоквартирных домов, причем чем ниже уровень социального капитала жителей дома, тем более пассивна их позиция.

Структура расходов населения России на жилищно-коммунальные услуги (ЖКУ) (рис. 1) показывает, что чем ниже доходы домохозяйства, тем меньше удельный вес расходов на текущее состояние и ремонт жилья и тем больше — на ЖКУ в целом. Расходы на текущее содержание и ремонт жилья составляют всего 0,6% всех расходов для первой децильной группы и 3,1% — для десятой [54], по отношению к платежу на ЖКУ это составляет 3 и 36% соответственно. Высокий уровень рас-



**Рис. 1.** Структура расходов населения на ЖКУ

*Источник:* Построено на основе данных Росстата.

ходов на ЖКУ в первых децильных группах населения при невысокой доле затрат на текущее содержание жилья приводит к снижению качества жилого помещения и росту сегрегации на рынке жилья.

Соответственно без реформирования жилищного сектора и рынка жилищно-коммунальных услуг ситуация в жилищной сфере не начнет меняться, и будет происходить консервация различий в жилье между разными группами населения: богатые будут становиться богаче, а малообеспеченные — жильем еще беднее, так как не смогут позволить себе новое жилье или капитальный ремонт старого, если живут в многоквартирных домах.

Лишь 15% российских семей имеют возможность приобрести жилье либо построить его за счет собственных или заемных средств, — говорится в работе Р.К. Горшкова и В.А. Дикаревой [7]. Включение вторичного рынка в оборот может помочь части населения улучшить свои жилищные условия, однако на данный момент неразвитость этого сектора не позволяет использовать весь его потенциал. Как отмечает А.Н. Красилова, ипотека практически не стимулирует новое строительство [14], что в очередной раз свидетельствует о необходимости развивать рынок купли-продажи вторичного жилья, создавая более благоприятную институциональную среду и повышая доверие граждан к рынку.

Хочется обратить внимание на вывод Росстата, обозначенный в Статистическом бюллетене 2010 г.: «Ипотека — важный, но пока еще недоступный для широких слоев населения инструмент приобретения жилья. По оценке Института экономики ЖКХ, ипотечное кредитование может помочь в приобретении жилья 12–15% населения, которое относится к наиболее обеспеченной части формирующегося среднего класса» [11], т.е. улучшение жилищных условий оказывается малодоступным для большей части граждан России. В 2010 г. доля жилья с обременением по ипотечному договору составляла всего 5,7% [56]. Иначе говоря, не все, кто может воспользоваться ипотекой, действительно ею воспользовались; этот инструмент улучшения жилищных условий в России пока не действует в полном объеме даже для высшего среднего класса (не говоря уже о менее обеспеченной его части) или не нужен ему для удовлетворения потребности в жилье.

Следует отметить, что в жилищной сфере институты рынка ограничены государством, это делается в целях защиты населения, в первую очередь защиты интересов детей и защиты от мошенников. При этом О.Э. Бессонова отмечает, что «результаты рыночной трансформации советской жилищной модели не привели к построению эффективного рынка. ...Весь объем изменений приводит к парадоксальному эффекту — задумывался переход от раздаточной к рыночной модели, а на самом деле происходит обновление самой раздаточной экономики с оформлением модели либерального раздатка в недалеком будущем» [2]. В связи с этим хочется привести следующую цитату: «Вертикальное неравенство может быть усилено субсидиями, которые настолько велики по размеру, что жилищные условия получателей субсидий будут превосходить жилищные условия, которые могут себе позволить семьи с более высокими доходами и не имеющие права на субсидию»

[19]. К сожалению, в данный момент из-за высоких цен на жилье и недоступности ипотечных программ для основной массы населения происходит именно так: жилье, предоставляемое по социальным программам, в том числе малообеспеченным группам населения, отмечается лучшим качеством, чем жилье, которое может себе позволить основная масса россиян.

При этом жилищные условия очень важны и являются для человека вторыми по значимости (после семьи) для ощущения удовлетворенностью жизнью [4]. Но уверенность в возможности контролировать свои жилищные условия в ближайшие три года высказали только 8% населения России, еще 38% смогут это делать «немного» и «довольно сильно» [Там же]. Отсутствие возможности контролировать свои жилищные условия у большей части населения страны вызывает вопросы относительно уровня развития рынка жилья в России, его институциональной структуры и гарантий прав найма и собственности на жилье.

В постановлении Правительства РФ «О дополнительных мерах по реализации федеральной целевой программы “Жилище” на 2002–2010 годы» говорится об отсутствии «существенного улучшения ситуации в жилищной сфере» и «повышения доступности жилья для населения» [51]. Реформаторы стратегии социально-экономического развития России до 2020 г. отмечают, что «большинство жалоб в Общественную палату РФ — о проблемах с жильем» [1], а наряду с коммерческими новостройками существуют очередники, ждущие жилье много лет (например, «“законные” московские очередники... ждут улучшения жилищных условий в течение 20–25 лет» [Там же]). В.Н. Бобков, характеризуя структуру российского общества, говорит, что в благоприятном варианте 1,4–2,0% населения являются бедными и по жилью и по доходу, а еще 30,1–35,6% — бедные по одному из двух признаков или близкие к ним по доходу и жилищным условиям. В неблагоприятном варианте наиболее нуждающийся слой уже составляет 16,4–20,7%. По словам автора, реальная структура населения России ближе к неблагоприятному варианту [3].

Коэффициенты Джини по жилью для России были подсчитаны Р. Баклеем и Е. Гуренко [31] и составили 0,28 для 1976–1979 и 1992 гг. Авторы подчеркивают, что жилье никак не связано с доходами населения России и распределено случайным образом между разными доходными группами, а демографические решения домохозяйств, например, о браке или рождении детей, никаким образом не влияют на их жилищные условия и не связаны с ними.

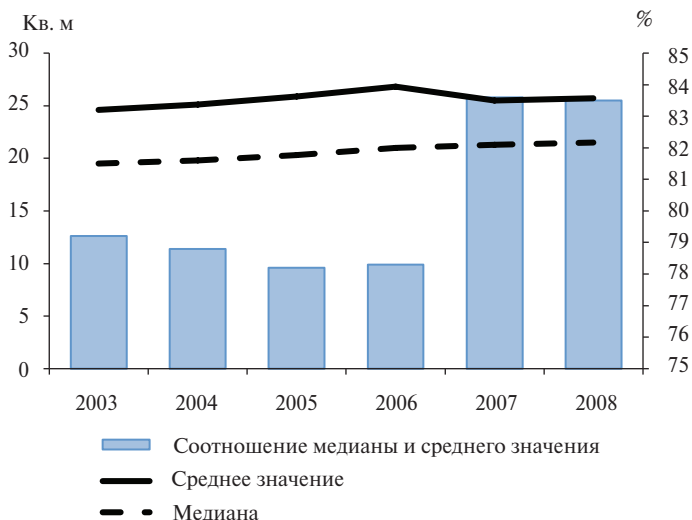
Проблемы в жилищной сфере есть и в развитых странах, но отличные ситуации на рынке жилья в России состоит в том, что основная масса россиян не может улучшить свои жилищные условия самостоятельно. В дальнейшем на рынке жилья возможна сегрегация на качественное и некачественное жилье, когда бедные домохозяйства не смогут поддерживать свое жилье в текущем состоянии, что приведет к его стремительному ветшанию.

## **Анализ неравенства населения России в жилищной сфере**

В качестве базы данных в этой работе используются ежегодные обследования бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ), проводимые Росстатом. Они представляют собой пространственную выборку, репрезентативную по России в целом. Число наблюдений в ОБДХ меняется ежегодно и превышает 50 тыс. домохозяйств. В работе использован максимально возможный период — с 2003 г. (первое исследование, для которого открыты микроданные опросов), до 2009 г. (последнее исследование с опубликованными микроданными). Эти обследования используются Росстатом для расчета различных статистических показателей по России как в годовом, так и в ежеквартальном разрезе. «Данные выборочных обследований Росстата (одним из них является ОБДХ. — Т.Г.) достаточно высокорепрезентативны для построения корректных оценок масштабов неравенства» [25]. Таким образом, настоящее исследование использует высоко репрезентативную базу данных, которую применяет официальная статистика в части анализа бюджетов домашних хозяйств.

Отметим постоянный рост показателя общей площади жилья в расчете на каждого члена домохозяйства (рис. 2). В период 2003–2009 гг. его среднее значение выросло с 24,6 до 25,7 кв. м на человека, т.е. на 1,1 кв. м, а медианное значение — на 2,0 кв. м. Соотношение медианы и среднего значения позволяет говорить о смещении распределения к началу координат.

В табл. 1 показана доля домохозяйств, обладающая определенной площадью на каждого его члена (данное распределение более информативно, чем среднее значение или медиана). Границы для этой площади взяты из нормативно-правовых документов России. Норма площади при предоставлении жилья (нормативная площадь) составляет 18 кв. м на человека для семьи из трех и более человек, а претендовать



**Рис. 2.** Общая площадь жилья, приходящаяся на каждого члена домохозяйства

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

на получение жилья от государства домохозяйство может, если площадь на каждого его члена менее 9 кв. м (учетная норма). Это наиболее распространенные значения данных величин по субъектам РФ, и в некоторых регионах они могут незначительно отличаться. В табл. 1 приведены данные по доле домохозяйств, обладающих разной жилищной обеспеченностью. Из таблицы видно, что ситуация улучшается и доля домохозяйств, в которых на каждого члена приходится менее учетной нормы, сократилась в 2,2 раза за 2003–2009 гг. Гораздо медленнее сокращается доля домохозяйств, чья жилищная обеспеченность находится в интервале от учетной нормы до нормативной площади. В целом по России число домохозяйств, имеющих площадь менее нормативной, меньше, чем доля домохозяйств, обеспеченных жильем выше нормы. Следует упомянуть, что для семей из двух человек и одиноких нормативная площадь выше 18 кв. м на человека. Это связано с расчетом нормативной площади для общей площади жилья и с возможностью использовать нежилые помещения совместно.

В целом положение населения России в жилищной сфере улучшается, площадь, приходящаяся на каждого члена домохозяйства, посте-



**Таблица 1.** Распределение домохозяйств по общей площади жилья, приходящейся на каждого его члена, % от общего числа домохозяйств

Площадь на человека, кв. м	2003	2004	2005	2007	2008	2009
Менее 9	8,5	8,7	7,7	7,1	4,0	3,9
От 9 до 18	38,3	37,6	36,3	34,8	34,9	34,5
От 18 до 36	35,3	35,0	36,1	37,1	43,4	43,5
От 36 до 54	11,0	11,1	11,6	12,3	12,6	12,7
Более 54	6,9	7,7	8,3	8,7	5,1	5,5
Итого	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

пенно увеличивается. Эта динамика является следствием как проводимой жилищной политики, так и сокращением численности населения России. Какой из факторов вносит больший вклад в процесс увеличения площади жилья на человека, сказать трудно (это требует отдельного исследования).

## **Неравенство населения в жилье без учета его качества**

Показатели неравенства, приведенные ниже, рассчитаны для домохозяйств, а не для отдельных индивидов, что соответствует подходу Е. Гуренко и Р. Баклей, которыми были рассчитаны индексы Джини для России 1990-х годов [30]. Такой расчет оправдан совместным проживанием членов семьи и совместным принятием важных решений, в том числе о крупных тратах.

Для целей исследования домохозяйства были разделены на группы по общей площади жилья на человека. Децильные группы по площади на человека сформированы автором на основе данных ОБДХ. Сформированные таким образом группы позволяют осветить неравенство в обладании жильем «в чистом виде», вне связи с каким-либо другим видом неравенства, и проверить гипотезу работы «неравенство обеспеченности жильем ниже неравенства в доходах населения». Гипотеза будет проверена с помощью индексов Джини и коэффициента фондов.

Проверка гипотезы требует сопоставления рассчитанных коэффициентов с коэффициентами неравенства по доходам. Для сравнения используются показатели неравенства в доходах с сайта Росстата (табл. 2).

**Таблица 2.** Неравенство населения по располагаемым ресурсам (по 10%-ным группам)

Показатели неравенства	2003	2004	2005	2007	2008	2009
Коэффициент фондов (соотношение доходов 10% наиболее и 10% наименее обеспеченного населения)	14,5	15,2	15,2	16,8	16,8	16,7
Коэффициент Джини (индекс концентрации доходов)	0,403	0,409	0,409	0,423	0,422	0,422

*Источник:* Данные Росстата [54].

В табл. 3 приводятся показатели неравенства в обеспеченности жильем, рассчитанные на основе группировки населения по площади жилья на члена домохозяйства. В ней отражено сокращение неравенства в кризисные годы: ранее оно колебалось около 8,8 — для коэффициента фондов и 0,33–0,35 — для коэффициентов Джини, рассчитанных для 10 и 20%-ных групп соответственно. Эти показатели свидетельствуют о достаточно высоком уровне неравенства в жилье, но не считаются чрезмерными.

**Таблица 3.** Коэффициенты неравенства обеспеченности жильем

Показатели неравенства	2003	2004	2005	2007	2008	2009
Коэффициент фондов	8,528	8,901	8,651	8,986	6,611	6,540
Коэффициент Джини, 10%-ные группы	0,341	0,350	0,346	0,350	0,300	0,299
Коэффициент Джини, 20%-ные группы	0,326	0,335	0,331	0,334	0,286	0,286

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

Неравенство населения в жилье ниже неравенства в доходах: по коэффициенту Джини неравенство в доходах выше в 1,5 раза, а по ко-

эффиценту фондов — почти в 2 раза. Гипотеза «неравенство в жилье ниже неравенства в доходах населения» подтвердилась.

Относительная бедность в обеспеченности жильем также характеризуют динамику неравенства. За абсолютную границу бедности в этом контексте может быть принято значение обеспеченности жильем в размере учетной нормы. Доля населения, не достигшего черты бедности по жилью, за период наблюдения сократилась в 2 раза, а именно с 8,5 до 3,9%. Относительные границы бедности могут устанавливаться по-разному. Для оценки относительной бедности в работе использовались четыре показателя: обеспеченность менее 40% от средней обеспеченности жильем по стране, менее 60% от средней и 40 и 60% от медианной обеспеченности. Средняя и медианная величины обеспеченности жильем рассчитывались по данным ОБДХ. Из табл. 4 видно, что размеры относительной бедности в жилье значительно сократились в 2008 г. Вместе с сокращением неравенства в 2003–2009 гг. можно говорить и в целом об улучшении ситуации в жилищной сфере, особенно для домохозяйств с небольшой площадью жилья на человека.

**Таблица 4.** Доля домохозяйств, находящихся в состоянии относительной бедности по обеспеченности жильем, %

Граница бедности	2003	2004	2005	2007	2008	2009
40% средней площади на человека	10,5	12,2	11,8	12,5	6,5	6,5
60% средней площади на человека	32,3	34,4	34,0	34,8	26,2	26,4
40% медианной площади на человека	4,9	4,9	5,2	5,3	2,9	2,9
60% медианной площади на человека	18,7	19,4	19,3	19,3	15,3	15,1

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

Итак, выдвинутая гипотеза «неравенство в жилье ниже неравенства в доходах» подтвердились. Неравенство в жилищной сфере в период наблюдения сокращалось, бедность (абсолютная и относительная) также снижалась.

## Учет качества жилья и его влияние на неравенство

Анализ неравенства на основе наделенности жильем может содержать неточности, связанные с отсутствием учета качества жилья. Это достаточно сложная проблема, так как на качество могут влиять многие и самые разнообразные факторы: от отсутствия необходимого капитального ремонта до наличия под окнами зеленых насаждений. В данном случае были использованы стандарты, сформулированные В.Н. Бобковым в рамках работы над Стратегией социально-экономического развития России до 2020 г. Он выделяет четыре стандарта жилищной обеспеченности, которые использованы в работе как стандарты качества жилья.

- Первый стандарт: размер общей площади жилого помещения на одного члена домохозяйства составляет не менее 7 кв. м, имеются централизованное водоснабжение и канализация, а также центральное отопление.

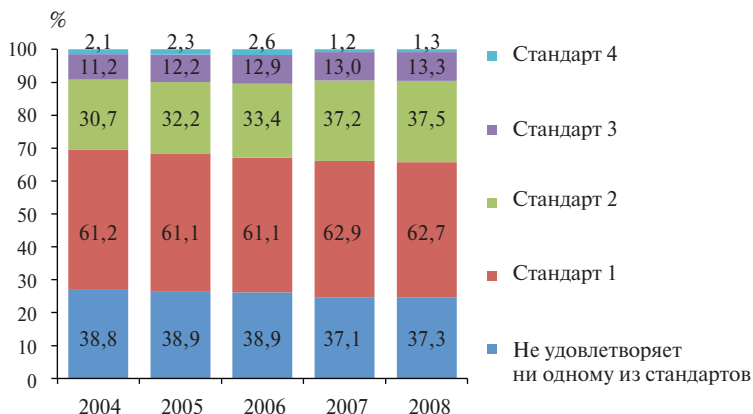
- Второй стандарт: удовлетворяет всем требованиям первого норматива. Размер общей площади жилого помещения на одного члена домохозяйства составляет не менее 18 кв. м, имеется горячее водоснабжение.

- Третий стандарт: удовлетворяет всем требованиям второго норматива. Размер общей площади жилого помещения на одного члена домохозяйства составляет не менее 30 кв. м, имеется стационарный телефон. На одного члена домохозяйства приходится не менее одной комнаты.

- Четвертый стандарт: удовлетворяет всем требованиям третьего норматива. Размер общей площади жилого помещения на одного члена домохозяйства не менее 60 кв. м [3].

В случае если жилье не удовлетворяет ни одному из стандартов, общая площадь жилья умножается на 0,2; удовлетворение каждому из последующих стандартов жилья оценивается дополнительно в 0,2 от общей площади жилья. Например, площадь жилья, удовлетворяющего четвертому стандарту, умножается на 1, а второму — на 0,6.

Из рис. 3 видно, что более 60% жилищного фонда страны удовлетворяет лишь минимальному (первому) стандарту качества, а последнему (четвертому) удовлетворяет всего 1–2% жилья в России. Хорошим признаком является сокращение доли жилья, не удовлетворяющего ни одному из стандартов, пусть и на 1,5% за 6 лет. Однако это сомнительное достижение, так как в России больше трети домохозяйств живет в жилье, не удовлетворяющем ни одному из стандартов качества.



**Рис. 3.** Доля жилья разных стандартов качества

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

Объективная оценка качества жилья в России неутешительна: более 37% жилья не удовлетворяет первому стандарту качества. Однако лишь 10% домохозяйств оценивают свои жилищные условия как плохие и очень плохие. Доля домохозяйств, оценивших свои жилищные условия как хорошие и отличные, совпадает с долей домохозяйств, проживающих в жилье второго стандарта качества и выше.

Это позволяет проверить выдвинутую в работе гипотезу и с учетом качества жилья. На основе данных рис. 3 можно предположить, что учет качества жилья приведет к росту неравенства в жилищной сфере. Но более интересно выяснить, как качество жилья повлияет на соотношение неравенства в доходах и в жилье.

Расчет показателей неравенства с использованием стандартов качества жилья приводит к их росту (табл. 5), причем оказывается, что с учетом этого фактора неравенство в жилищной сфере превосходит неравенство населения по доходам. Однако на протяжении всего периода наблюдения первое не увеличивалось, а в 2008 г. сократилось, причем достаточно существенно: коэффициент фондов упал на 5 единиц, а коэффициент Джини снизился более чем на 0,04. Снижение неравенства в 2008 г. связано с сокращением бедности в жилье (в 2008 г. абсолютная бедность упала с 7,1 до 4,0%), и снижением доли жилья, не удовлетворяющего ни одному из стандартов качества, произошедшим в том же году.

**Таблица 5.** Показатели неравенства в жилье с учетом и без учета его качества

	2004	2005	2007	2008	2009
С учетом качества жилья					
Коэффициент фондов	24,120	23,572	23,143	17,269	17,381
Коэффициент Джини, 10%-ные группы	0,491	0,490	0,490	0,446	0,448
Коэффициент Джини, 20%-ные группы	0,465	0,465	0,465	0,425	0,427
Без учета качества жилья					
Коэффициент фондов	8,901	8,651	8,986	6,611	6,540
Коэффициент Джини, 10%-ные группы	0,350	0,346	0,350	0,300	0,299
Коэффициент Джини, 20%-ные группы	0,335	0,331	0,334	0,286	0,286

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

Учет качества жилья привел к росту неравенства в жилищной сфере: коэффициент Джини вырос с 0,3 до 0,4, а коэффициент фондов — с 7–9 до 17–24 раз. Сформулированная выше гипотеза с учетом качества жилья не подтверждается: максимальное превышение им неравенством в жилье неравенства в доходах составило 1,6 раза.

Величина относительной бедности (табл. 6) по данному показателю достаточно высока: по границе 60% средней площади на человека она превосходит 50%, а по границе в 60% от медианной обеспеченности близка к 20%.

**Таблица 6.** Доля домохозяйств, находящихся в состоянии относительной бедности по обеспеченности жильем, с учетом его качества, %

Граница бедности	2004	2005	2007	2008	2009
40% средней площади на человека	32,5	32,5	32,7	25,8	26,1
60% средней площади на человека	56,5	56,5	55,5	52,3	52,4
40% медианной площади на человека	8,9	8,7	8,1	7,2	7,1
60% медианной площади на человека	21,6	21,4	20,6	19,3	19,4

*Источник:* Рассчитано по данным ОБДХ.

Итак, гипотеза работы с учетом качества жилья не подтверждается. Учет качества жилья приводит не только к росту неравенства в жилищной сфере, но и к превышению им неравенства в доходах населения. Относительная бедность в жилье при учете его качества увеличивается в 2–3 раза и колеблется между 7–56% в зависимости от используемой границы бедности (без учета качества жилья она составляет 3–35%). При высокой доле жилья, не удовлетворяющей ни одному из стандартов качества, это является крайне тревожным сигналом для общества. Необходимо изменить ситуацию в этом секторе, и прежде всего увеличить долю жилья, удовлетворяющего стандартам качества.

## Заключение

Проблемы в жилищной сфере есть во всех странах, но они представлены на разном уровне. Поэтому каждой стране необходима собственная политика на рынке жилья, которая, тем не менее, должна опираться на лучший опыт. В развитых странах необходима поддержка бедных слоев населения и обеспечение их качественным жильем, а в развивающихся — поддержка среднего класса.

Состояние жилищной сферы в России ближе к развивающимся странам, где стоит проблема нехватки жилья для всего населения и поддержка необходима не только бедным. Функционирование российского рынка жилья не приводит к рыночному перераспределению богатства между различными группами населения — здесь требуется корректировка, в том числе снятие барьеров на строительном рынке.

В данной работе был проведен анализ некоторых характеристик жилья в России. Основной вывод таков: если считать неравенство формально по наделенности жилой площадью, оно ниже неравенства в доходах, а если учитывать качество жилья, то выше. При этом качество жилья в России невысоко: более 37% жилья не имеет элементарных удобств. Несмотря на это только 10% населения недовольны своими жилищными условиями. Увеличение доли качественного жилья в жилом фонде страны должно стать одной из задач государственной политики в жилищной сфере.

Анализ качества жилья может быть расширен с путем включения различных его показателей. Сравнение результатов, полученных с помощью этих показателей, представляет собой одно из возможных направлений дальнейшего исследования и позволит продемонстриро-

вать, как различные подходы к качеству жилья изменяют неравенство в этой сфере.

Коэффициенты Джини, полученные в ходе работы, близки к вычисленным Р. Баклеем и Е. Гуренко для России 1990-х годов (0,28) [30]. За исследуемый период неравенство населения в жилищной сфере сократилось: коэффициенты Джини в 2009 г. составили 0,30 без учета качества жилья и 0,45 с его учетом (0,35 и 0,50 — в 2004 г.).

Основной проблемой исследования является ограниченность распространения результатов анализа на генеральную совокупность и применимости индексов неравенства к ситуации в жилищной сфере. Проведенное исследование подтвердило необходимость в проведении в проведении специальных регулярных статистических наблюдений с использованием панельных данных, поскольку существующие данные ОБДХ явно искажают ситуацию (отдельные домохозяйства включаются и исключаются из выборки без учета их жилищных характеристик).

Поле для исследований в жилищном секторе велико, но отсутствие качественных микроданных (в РМЭЗ жилью посвящено мало вопросов) усложняет анализ такого рода неравенства.

## Источники

1. *Альтшулер Б.Л.* «Детское измерение» бедности и неравенства: питание, жилье, досуг. О первоочередных мерах по решению проблем. Докл. на заседании экспертной группы № 9 «Стратегии-2020» по направлению «Сокращение неравенства и преодоление бедности» на тему «Распределение населения по уровню доходов и жилищной обеспеченности: неравенство материальных условий жизни». 31.05.2011.

2. *Бессонова О.Э.* Результаты жилищной трансформации: институциональный аспект // XIII Апрельская международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Москва, 3–5 апр. 2012 г. М.: Изд. дом ВШЭ, 2013.

3. *Бобков В.Н.* Неравенство в материальных условиях жизни населения. Докл. на заседании экспертной группы № 9 по направлению «Сокращение неравенства и преодоление бедности» на тему «Распределение населения по уровню доходов и жилищной обеспеченности: неравенство материальных условий жизни». 31.05.2011.

4. *Бурдяк А.Я.* Субъективные и объективные оценки жилищной обеспеченности российских домашних хозяйств // X Международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Кн. 1. М.: Изд. дом ВШЭ, 2010. С. 474–482.



5. *Гасс Т.А.* Жилищные условия бедных домохозяйств // Материалы круглого стола «Ловушка бедности — глобальная проблема современности». Тамбов: Изд-во ТРОО «Бизнес — Наука — Общество», 2012. С. 41–46.

6. *Гасс Т.А.* Индексы для экспресс-оценки неравенства // Сборник материалов Международной научно-практической конференции «Экономические науки: актуальные проблемы и перспективы развития». Иваново: Научная мысль, 2011. С. 50–58.

7. *Горшков Р.К., Дикарева В.А.* Формирование рынка доступного жилья в России. М.: Изд-во АСВ, 2010.

8. Государственная жилищная политика: Социальное измерение / под ред. Т.В. Соколова. М.: Книжный дом «Либроком», 2009.

9. *Гузанова А.К.* Проблемы неблагоустроенного и тесного жилья российских семей: территориальные и социальные различия, жилищная политика // Россия: тенденции и перспективы развития. Ежегодник. Вып. 6. Ч. 2. М.: ИНИОН РАН, 2011. С. 120–124.

10. *Ермишина А.В.* Моделирование социального капитала в жилищной самоорганизации // XII Международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Кн. 1. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 283–290.

11. Жилищное хозяйство и бытовое обслуживание населения в России: стат. сб. 2002, 2004, 2007, 2010 гг.

12. *Иванова Д.Г.* Проблемы и противоречия на пути развития ипотечно-го жилищного кредитования в России // Экономические науки. 2010. № 2 (63). С. 85–87.

13. *Косарева Н.Б., Полиди Т.Д., Пузанов А.С., Туманов А.А.* Сравнительный анализ потребления и расходов в жилищной сфере. М.: Изд. дом ВШЭ, 2011.

14. *Красилова А.Н.* Первичный рынок жилой недвижимости Москвы: итоги социоэкономического анализа // Сборник статей аспирантов-2008. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008. С. 110–128.

15. *Набережная А.Т.* Качество жизни населения северного региона России // XII международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Т. 2. Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 599–607.

16. Новая модель роста — новая социальная политика. Итоговый доклад о результатах экспертной работы по актуальным проблемам социально-экономической стратегии России на период до 2020 года. «Стратегия-2020». 2012.

17. *Ноздрин Н.Н., Шнейдерман И.М.* Жилищные условия населения России и задачи жилищной политики // XII международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Т. 2. Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 635–644.

18. Обзор рынка жилой недвижимости 2011. Real estate Blackwood, 2011.

19. *Рогожина Н.Н., Туманов А.А.* Зарубежный опыт предоставления субсидий на приобретение жилья гражданами с невысоким уровнем доходов. М.: Фонд «Институт экономики города», 2007.
20. Рынок недвижимости в России: анализ некоторых процессов реформирования: Аналитический доклад / под общ. ред. Э.К. Трутнева. М.: Фонд «Институт экономики города», 2004.
21. *Рубенко Д.Ю.* Альтернативные подходы к измерению бедности в регионах России // XII международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Т. 2. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 589–598.
22. Такая ситуация не должна повториться // Ведомости. 2012. 17 янв. № 6. (3020).
23. *Тимаков И.В.* Современные особенности региональной жилищной политики // XII международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. Т. 2. Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 624–634.
24. Уровень и образ жизни населения России в 1989–2009 годах / под ред. Е.Г. Ясина. Изд. дом ВШЭ, 2011.
25. *Шевяков А.Ю., Кирута А.Я.* Измерение экономического неравенства. М.: Лето, 2002.
26. *Шомина Е.С.* Квартиросъемщики — наше «жилищное меньшинство»: российский и зарубежный опыт развития арендного жилья. М.: Изд. дом ВШЭ, 2010.
27. *Abeysinghe T., Gu J.* Lifetime Income and Housing Affordability in Singapore // Urban studies. 2011. Vol. 48 (9). P. 1875–1891.
28. *Atkinson A.B., Brandolini A.* On Analyzing the World Distribution of Income // The World Bank Economic Review. 2010. Vol. 24. No. 1. P. 1–37.
29. *Bond C., Williams R.* Residential Segregation and the Transformation of Home Mortgage Lending // Social Forces. 2007. Vol. 86. No. 2. P. 671–698.
30. *Buckley R.M., Gurenko E.N.* Housing and Income Distribution in Russia: Zhivago's Legacy // The World Bank Research Observer. 1997. Vol. 12. No. 1. P. 19–32.
31. *Buckley R.M., Kalarickal J.* Housing Policy in Developing Countries: Conjectures and Refutations // World Bank Research Observer. 2005. Vol. 20. No. 2. P. 233–257.
32. *Calomiris C.W., Longhofer S.D., Miles W.* The Housing Wealth Effect: The Crucial Roles of Demographics, Wealth Distribution and Wealth Shares. National Bureau of Economic Research, 2012.
33. *Dübel H.J., Brzeski W.J., Hamilton E.* Rental Choice and Housing Policy Realignment in Transition: Post-Privatization Challenges in the Europe and Central Asia Region // World Bank Policy Research Working Paper. No. 3884. 2006.
34. *Dwyer R.E.* Cohort Succession in the US Housing Market: New Houses, the Baby Boom, and Income Stratification // Population Research and Policy Review. 2008. Vol. 27. No. 2. P. 161–181.

35. *Flippen C.A.* Racial and Ethnic Inequality in Homeownership and Housing Equity // *The Social Quarterly*. 2001. Vol. 42. No. 2. P. 121–149.
36. *Flippen C.A.* Residential Segregation and Minority Home Ownership // *Social Science Research*. 2001. No. 30. P. 337–362.
37. *Flippen C.A.* Unequal Returns to Housing Investments? A Study of Real Housing Appreciation among Black, White, and Hispanic Households // *Social Forces*. 2004. Vol. 82. No. 4. P. 1523–1551.
38. *Gotham K.F.* Separate and Unequal: The Housing Act of 1968 and the Section 235 Program // *Sociological Forum*. 2000. Vol. 15. No. 1. P. 13–37.
39. *Henley A.* Changes in the Distribution of Housing Wealth in Great Britain, 1985–91 // *Economica*. New Series. 1998. Vol. 65. No. 259. P. 363–380.
40. *Hilber C.A.L., Lyytikäinen T., Vermeulen W.* Capitalization of Central Government Grants into Local House Prices: Panel Data Evidence from England // *Regional Science and Urban Economics*. 2011. No. 41. P. 394–406.
41. *Klak T.* Spatially and Socially Progressive State Policy and Programs: The Case of Brazil's National Housing Bank // *Annals of the Association of American Geographers*. 1990. Vol. 80. No. 4. P. 571–589.
42. *Krivo L.J., Kaufman R.L.* Housing and Wealth Inequality: Racial-Ethnic Differences in Home Equity in the United States // *Demography*. 2004. Vol. 41. No. 3. P. 585–605.
43. *Lutz B., Molloy R., Shan H.* The Housing Crisis and State and Local Government Tax Revenue: Five Channels // *Regional Science and Urban Economics*. 2011. No. 41. P. 306–319.
44. *Moene K.O., Wallerstein M.* Earnings Inequality and Welfare Spending: a Disaggregate Analysis // *World Politics*. 2003. Vol. 55. No. 4. P. 485–516.
45. *Moene K.O., Wallerstein M.* Inequality, Social Insurance and Redistribution // *The American Political Science Review*. 2001. Vol. 95. No. 4. P. 859–874.
46. *Peters C., Sprout R., Melzig R.* Regional Poverty Disparity and Economic Performance in Central and Eastern Europe and Eurasia // *Post-Communist Economies*. 2010. No. 3. P. 345–365.
47. *Reingold D.A., Van Ryzin G.G., Ronda M.* Does Urban Public Housing Diminish the Social Capital and Labor Force Activity of Its Tenants? // *Journal of Policy Analysis and Management*. 2001. Vol. 20. No. 3. P. 485–504.
48. *Yao R., Zhang H.H.* Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints // *The Review of Financial Studies*. 2005. Vol. 18. No. 1. P. 197–238.

### *Нормативно-правовые акты РФ*

49. Указ Президента РФ от 28 апреля 1997 г. № 425 «О реформе жилищно-коммунального хозяйства в Российской Федерации».

50. Постановление Правительства РФ от 11 января 2000 г. № 28 «О мерах по развитию системы ипотечного жилищного кредитования в Российской Федерации».

51. Постановление Правительства РФ от 17 сентября 2001 г. № 375 «О федеральной целевой программе «Жилище» на 2002–2010 годы».

52. Приказ Министерства регионального развития РФ № 58, Министерства здравоохранения и социального развития РФ № 403 от 26 мая 2006 г. «Об утверждении методических рекомендаций по применению правил предоставления субсидий на оплату жилого помещения и коммунальных услуг».

### *Статистическая информация*

53. Данные обследований бюджетов домашних хозяйств. URL: [www.microdata.ru](http://www.microdata.ru)

54. Официальный сайт Росстата. URL: [www.gks.ru](http://www.gks.ru)

55. Статистический портал Euromonitor. URL: [www.portal.euromonitor.com](http://www.portal.euromonitor.com)

© Гасс Т.А., 2013

**А.А. Гладышева**

Научный  
руководитель —  
Т.А. Ратникова  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Почему иностранные инвесторы вкладывают деньги в российские предприятия пищевой промышленности

---

Данная статья призвана ответить на вопрос, по какому принципу иностранные инвесторы вкладывают деньги в те или иные предприятия пищевой промышленности. Рассматривается выборка из более чем 3000 российских предприятий, расположенных во всех регионах страны. В исследовании выдвигаются и тестируются две основные гипотезы: первая связана с уровнем развития региона размещения конкретного предприятия, вторая — с масштабами активности иностранных инвесторов в предыдущие периоды, как в этом, так и в других регионах. В качестве тестируемых переменных строятся специальные переменные на базе идеи пространственных лагов влияния упомянутых факторов. Оценивание многоуровневых моделей бинарного выбора позволяет предложить возможный ответ на поставленный вопрос.

## Введение

Вопрос о значении инвестиций и их роли в экономическом развитии является предметом обсуждения не один десяток лет. Он породил множество теорий и эмпирических исследований в этой области. Но по-прежнему бесспорной остается сама значимость роли инвестиций. Это дает повод продолжать исследования в области их влияния на существование и развитие разных экономических агентов, а также в сфере стратегий привлечения и распоряжения инвестициями (для достижения желаемого характера влияния).

Тенденции, которые наблюдаются в сфере привлечения иностранного капитала в нашу страну, позволяют говорить о благоприятной ситуации на этом рынке до кризиса, однако в период с 2008 по 2010 г. наблюдается спад. Не исключено, что такое положение дел связано скорее с состоянием иностранных инвесторов, чем с привлекательно-

стью российских компаний, поэтому есть основания ожидать развития сотрудничества в будущем.

Для удобства рассмотрения проблемы, построения модели, а также для того, чтобы иметь возможность адекватно интерпретировать результаты, выбрана только одна отрасль — пищевая. Интерес к российским пищевым компаниям как объектам инвестирования можно отследить и на основе реальных цифр, и в зарубежных средствах массовой информации.

Теоретическая часть статьи содержит обзор многочисленных исследований по сходной тематике, а также более подробное описание темы работы — поведения иностранных инвесторов в отношении российских предприятий пищевой промышленности. Это логически приводит к общему виду модели — модели бинарного выбора на уровне отдельных фирм, работающих в пищевой отрасли. Анализ проводится на данных за 2009 г. по более чем 3000 предприятий из 83 регионов.

Поскольку регионы России очень разнородны, то иностранные инвесторы выбирают объект вложений, опираясь не только на индивидуальные характеристики компаний, но и на особенности их местоположения, т.е. на характеристики региона. Основная цель исследования — проверить значимость влияния некоторых из них.

## **1. Теоретические основы и подходы к проблеме**

### **1.1. Прямые иностранные инвестиции в пищевую отрасль**

#### **1.1.1. Прямые иностранные инвестиции (ПИИ)**

Для начала следует пояснить, что в этой работе согласно терминологии Федеральной службы государственной статистики [13] под инвестициями будут пониматься «приобретения в полную или частичную собственность предприятий и организаций, покупка акций и прочих ценных бумаг, взносы в уставный (складочный) капитал совместных предприятий, кредиты юридическим лицам, а также банковские вклады и приобретение недвижимости».

По классификации Росстата выделяются следующие группы инвестиций [3]: прямые — «инвестиции, сделанные юридическими и физическими лицами, полностью владеющими организацией или контролирующими не менее 10% акций или уставного (складочного) капитала организации»; портфельные — «покупка акций, паев, об-

лигаций, векселей и других долговых ценных бумаг» и проч. Именно прямые инвестиции в наибольшей степени рассчитаны не на быстрое получение прибыли, а на долгосрочное сотрудничество.

Как правило, в случае осуществления прямых вложений для получения максимальных выгод иностранный инвестор преследует промежуточные цели:

- выход на новый рынок или его завоевание путем образования совместного предприятия — как способ сокращения транспортных, таможенных и других транзакционных издержек;
- сокращение производственных издержек и (или) улучшение качества продукции производства за счет использования более доступного, дешевого и (или) качественного труда и других ресурсов;
- производство в стране с менее строгими, чем на родине ограничениями (в первую очередь это стандарты производства пищевой продукции).

Иностранные инвестиции, которые дают толчок благоприятным изменениям в компаниях, выгодны для иностранцев. А значит, обеспечив взаимные выгоды, можно привлечь средства для развития экономики России. Интерес иностранцев — более захватывающая тема для дискуссий и анализа, она и является основной для данного исследования.

### **1.1.2. Пищевая отрасль как объект для инвестирования**

Как правило, цели инвесторов разные, когда они вкладывают в предприятия разных отраслей, что порождает разные механизмы принятия решений. Оказывается, что их нельзя описывать единой моделью, это некорректно. Чтобы провести более детальное исследование и иметь возможность ответить на вопросы, касающиеся отдельных предприятий, целесообразно обратить внимание на одну отрасль.

В жизни России пищевая отрасль играет важную роль: как бы страна ни развивалась, а людей кормить нужно. Более того, в России эта отрасль промышленности в последнее время растет и становится все более привлекательной для инвесторов. Оставаясь в рамках темы исследования, сконцентрируемся на специфике этой отрасли.

Начнем с того, что она отличается от многих отраслей тем, что в большинстве случаев не привязана к источникам определенных природных ресурсов. Это свойство нивелирует такой подчас решающий фактор, как источник того или иного сырья. Аналогичную роль здесь

играет и фактор климата, но он уже не будет так перевешивать остальные.

Следующей особенностью можно назвать однородность отрасли в контексте целей инвестирования, ожиданий и вообще функционирования предприятий. Имеется в виду, что здесь чрезвычайно редко случаются технологические бумы или изобретения, которые повлекут шок на рынке. Поэтому нет такой погони за инновациями, как во многих других отраслях, не тратятся такие средства на R&D (research and development), под это не создаются крупные проекты.

Можно упомянуть и такую особенность, как большое количество компаний в отрасли. Более того, доля компаний, обладающих иностранным капиталом в размере не менее 10%, ощутима, а значит, позволяет проводить исследования. Одним из существенных преимуществ является доступность информации о деятельности этих компаний (использовалась база данных по российским предприятиям RUSLANA).

## 1.2. Обзор литературы

Как уже говорилось выше, статей и книг, посвященных проблеме иностранных инвестиций, их роли, последствиям, а также факторам, объясняющим их распределение, существует очень много. Для того чтобы дать целостное представление об имеющихся источниках, описанных в работе лишь фрагментарно, представим основные направления исследований.

Исходя из тематики статьи можно сгруппировать их следующим образом.

- *Факторы, влияющие на объем иностранных инвестиций.* В этот раздел включим исследования, которые носят общемировой характер (без конкретизации, в целом), а также те, которые проводятся на материале одной страны или групп стран, ряда отраслей или только одной (как в одной стране, так и в нескольких).

- *Иностранные инвестиции в России.* В данной группе работ изучается как привлекательность страны в целом, так и распределение инвестиций между регионами.

- *Пищевая отрасль в России.* Эта группа включает работы, посвященные характеристике отрасли, ее специфическим чертам, особенностей развития и организации, возможных тенденций. Уровень также варьируется: от всей страны до регионов и отдельных предприятий.



- *Иностранные инвестиции в пищевую отрасль.* Сюда отнесены исследования по миру в целом, по группам стран или сосредоточенные на одном государстве.

В настоящей статье использованы идеи из многих описанных выше работ. В основном они помогли в определении круга переменных, которые должны быть включены в модель.

Особо следует отметить работу Бучелатто и Сантанджело [8]. В статье анализируются характеристики регионов России, влияющие на распределение прямых иностранных инвестиций.

Первое, чем примечательна указанная статья, — это обзор работ, посвященных анализу факторов, которые определяют объемы иностранных инвестиций в регионы России. Данный обзор, как и сама статья, позволяет очертить примерный круг факторов, которые оказывались значимыми в ходе этих исследований. Многие из них будут включены и в модель, которая строится в настоящей статье (они будут описаны ниже). Хочется остановиться на следующих факторах, характеризующих не только каждый регион отдельно, но и соседние с ним<sup>1</sup>. Эти факторы оказались значимыми в работе Бучелатто и Сантанджело, однако авторами идея была позаимствована из другой работы [7]. Итак, приводятся два основных фактора: рыночный потенциал (развитость соседних рынков, платежеспособный спрос в соседних регионах) и агломерационный эффект (насколько активно иностранные инвесторы вкладываются в соседние регионы, иными словами, в какой степени доверяют).

Следует отметить, что идея использования пространственных лагов и специальных матриц, отражающих характер убывания влияния факторов, как некоторой функции от расстояния (линейная или иная), не нова и широко применяется в пространственной экономике и экономической географии.

Еще одна работа, о которой стоит сказать отдельно, — «Выбор иностранным инвестором региона вложения прямых инвестиций. Эмпирическое исследование» [2]. Она также упоминается в описанном выше обзоре. В ней автор тестирует различные теоретические гипотезы, связанные с мотивами иностранных инвесторов при осуществлении прямых вложений. Из этого исследования была позаимствована, во-первых, идея рассматривать поведение инвестора не на уровне ре-

---

<sup>1</sup> Здесь и далее в работе под соседними регионами подразумеваются все субъекты Российской Федерации, исключая рассматриваемый.

гиона, а на более низком уровне — отдельной фирмы. Во-вторых, та же работа подсказала брать в качестве зависимой переменной не объем вложений или долю иностранного капитала в компании, т.е. не количественную переменную, а качественную: является ли компания совместным предприятием или нет (превышает ли доля иностранного капитала 10%).

Поскольку анализ проводится на уровне отдельных фирм, стоит обратить внимание и на такую тему, как инвестиционная привлекательность предприятий. Статьи, посвященные этому вопросу являются как достоинства, так и недостатки любого из множества существующих методов и подходов, поэтому брать за основу какой-то один не представляется возможным. Особенно полезной была работа В.А. Иванова и К.Г. Авакяна «Сравнительный анализ методик оценки инвестиционной привлекательности предприятия» [1]. На основании целого ряда исследований российских авторов можно выявить некоторые точки соприкосновения различных теорий и отобрать факторы для создания модели.

### 1.3. Модель принятия решения иностранным инвестором

#### 1.3.1. Идея модели

Анализируемая в работе проблема — влияние различных факторов на привлечение иностранных инвестиций в предприятия пищевой промышленности России. Это значит, что модель будет строиться по следующему принципу: в качестве зависимой переменной — показатель, описывающий привлеченные средства, в качестве независимых — набор некоторых характеристик.

Для описания иностранных инвестиций в работе используется подход, который заключается в том, что для рассмотрения становится важным не размер инвестиций, а факт их наличия или получения. Иначе говоря, если у предприятия доля иностранного капитала превышает 10%, то оно считается получившим прямые иностранные инвестиции, а, соответственно, переменная *fdi* (*foreign direct investment*), будет равна единице. Если же компания не является совместным предприятием, иными словами, доля иностранного капитала не достигает 10%, то *fdi* полагается равным 0. Получается, что в качестве зависимой переменной в модели выступает бинарная переменная *fdi*. Это логичным образом задает форму модели и методы ее оценивания.

Такой выбор зависимой переменной дает возможность говорить о модели принятия решения инвестором, как о модели вероятности получения фирмой с определенными характеристиками иностранных инвестиций. Данный подход к вопросу иностранных инвестиций также позволяет строить прогнозы на основе модели, что расширяет потенциальные возможности для ее использования.

Выбор независимых переменных базировался на следующем предположении: в силу специфики регионов России (многообразия и ярко выраженной неоднородности) для иностранных инвесторов важными будут являться не только внутренние показатели работы фирмы, но и то, в каких условиях она существует. Таким образом, факторы, которые предполагаются значимыми при принятии решения о вложении средств, разбиваются на две большие группы: индивидуальные характеристики компании и характеристики региона, в котором она располагается.

Общий вид модели в качестве обобщения вышесказанного можно записать следующим образом:

$$fdi_{ij} = f(Firm_{ij}; Region_j),$$

где  $i$  — компания,  $j$  — регион, в котором зарегистрирована компания;  $fdi_{ij} = 1$ , если доля иностранного капитала не менее 10%, 0 — в иных случаях;

$Firm_{ij}$  — внутренние показатели работы компании;

$Region_j$  — характеристики региона, в котором зарегистрирована компания;

$f$  — некоторая функция от набора характеристик, принадлежащих вышеописанным группам.

### 1.3.2. Тестируемые гипотезы

Прямые иностранные инвестиции давно являются предметом активного изучения. Поэтому гипотезы, выдвигаемые в разных исследованиях, многообразны, но часто перекликаются между собой. В этой работе хотелось либо затронуть такие особенности поведения инвесторов, которые еще не были подробно изучены, либо подойти к уже рассмотренным проблемам с новой точки зрения.

Одна из идей исследования — выделение группы факторов — характеристик региона, в котором располагается предприятие. Но нель-

зя рассматривать регионы независимо друг от друга, так как, несмотря на неоднородность и относительно автономное существование, они все же являются частями одного государства и взаимное их влияние некорректно сбрасывать со счетов. Таким образом, для исследования выдвигаются следующие гипотезы: на поведение иностранного инвестора оказывают влияние не только характеристики самого региона, к которому относится компания, но и отдельные характеристики соседних регионов. В первую очередь это рынки сбыта и развитость экономики соседей, так как для пищевой промышленности (и не только для нее) наличие потребителя, готового платить за продукцию предприятия—получателя инвестиций, играет важную роль.

Еще одна мысль связана непосредственно с предшественниками тех инвесторов, поведение которых анализируется. Идея состоит в том, что, если при оценке привлекательности региона иностранные инвесторы видят, что до этого в регион деньги вкладывались, значит, у инвесторов был повод это делать. Такой факт вызывает доверие и дает основание полагать, что регион перспективен и вложения в него выгодны, т.е. это положительно влияет на вероятность получения средств предприятием данного региона. Более того, аналогичная информация о соседних регионах также свидетельствует о благоприятном бизнес-климате окружения и вселяет надежду на развитую инфраструктуру и возможность наладить взаимоотношения с другими регионами. Это и есть эффект агломерации: инвестиции способствуют развитию регионов, вселяют уверенность в будущих инвесторов и влекут новые вложения как в сам регион, так и в соседние, тем самым улучшая и развивая отрасль и в целом экономику регионов.

Итак, гипотезы исследования выглядят следующим образом.

*Гипотеза 1.* Чем более развит регион, в котором располагается предприятие пищевой промышленности, а также соседние регионы, тем охотнее инвесторы вкладывают деньги.

1.1. Характеристики платежеспособного спроса в рассматриваемом регионе значимо влияют на получение предприятием этого региона иностранных инвестиций.

1.2. Характеристики платежеспособного спроса в соседних регионах также значимо влияют на получение предприятием рассматриваемого региона иностранных инвестиций.

*Гипотеза 2.* Прямые иностранные инвестиции способствуют росту доверия и улучшению бизнес-климата регионов.

2.1. Увеличение объемов иностранных инвестиций, полученных рассматриваемым регионом, ведет к большей вероятности получения инвестиций предприятием этого региона.

2.2. Увеличение объемов иностранных инвестиций, полученных соседними регионами, ведет к большей вероятности получения инвестиций предприятием этого региона.

### 1.3.3. Используемые переменные

Основные показатели — тестируемые, они отражают заявленные в гипотезах региональные факторы, влияющие на принятие инвестором решения. Контрольные/переменные включаются в модель, чтобы описать вариацию зависимой переменной, которую не описывают тестируемые показатели.

В табл. 1 представлены используемые для анализа переменные и даны комментарии к ним.

Некоторые из перечисленных переменных перед анализом требуют преобразований. В связи с тем, что такой подход, как правило, встречается в статьях по исследуемой тематике и теоретически обоснован, целесообразно использовать в модели не абсолютные значения, а их натуральные логарифмы. В этом случае коэффициент при переменной будет отражать не ее вклад в значение вероятности вложения, а вклад ее прироста. Это решает еще и проблему дефлирования — приведения к сопоставимым ценам, так как анализируются показатели за несколько лет. Однако при взятии натурального логарифма, деление на индекс цен превращается в разность, в этом случае изменения как уровня цен, так и курса доллара автоматически попадают в константу.

## 2.1. Данные

Анализ проводится по годовым данным на 2009 г. (так как этот факт относится ко всем перечисленным ниже показателям, целесообразно вынести эту информацию за пределы таблицы).

База данных RUSLANA предоставляет информацию о структуре собственников компании (а значит, и о доле иностранцев) лишь на момент последнего обновления базы, т.е. для одних предприятий это 2009 г., для других — 2010 или 2011 г. Поэтому интерпретация зависимой переменной такова: факт наличия доли иностранного капитала не менее 10% на момент 2009 (2010) г. (как результат того, что в

**Таблица 1.** Используемые переменные. Зависимая и независимые переменные

Показатель	Единица измерения	Описываемый фактор, смысл показателя	Источник данных
<i>Зависимая переменная</i>			
<i>fdi</i> (foreign direct investment — прямые иностранные инвестиции)	Бинарная переменная, 1 — если доля иностранного капитала в компании не менее 10%, 0 — если доля менее 10%	Наличие иностранного капитала в компании, является ли она совместным предприятием	База данных по предприятиям RUSLANA
<i>Независимые переменные</i>			
<i>Тестируемые переменные</i>			
Прямые иностранные инвестиции в регион в прошлом периоде (Ln)	Тыс. долл. США	Характеризуют активность иностранных инвесторов (в общем, не только в отношении пищевой отрасли) в прошлом и текущем периоде, определяют уровень доверия к регионам (к рассматриваемому региону)	Федеральная служба государственной статистики
	Тыс. долл. США		
Прямые иностранные инвестиции в регион в текущем периоде (Ln)	Тыс. долл. США	Характеризует платежеспособный спрос региона	
Валовой региональный продукт, ВРП (Валовая добавленная стоимость в основных ценах) (Ln)	Млн руб.		

Показатель	Единица измерения	Описываемый фактор, смысл показателя	Источник данных
Фактор агломерации (Ln)	Тыс. долл. США на км	<p>Получено путем перемножения матрицы прямых иностранных инвестиций в регионы за прошлый период (год) и матрицы обратных расстояний между регионами (Кратчайшие расстояния между административными центрами субъектов Федерации в километрах). Показывает, насколько активно иностранные инвесторы вкладывают в соседние регионы, при этом, чем дальше регион, тем с меньшим весом учитывается его влияние. Иными словами, это фактор доверия к соседним регионам, ориентир для инвестора — сколько вкладывали в соседние регионы в прошлом году.</p> $Agglomeration_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{Distance_{ij}} \cdot FDI_j,$ <p>где <math>i, j</math> — регионы (<math>i \neq j</math>); <math>n</math> — количество соседних регионов для <math>i</math>; <math>FDI_j</math> — прямые иностранные инвестиции в регион <math>j</math>; <math>Distance_{ij}</math> — расстояние между административными центрами регионов <math>i</math> и <math>j</math></p>	<p>Данные по прямым иностранным инвестициям — Федеральная служба государственной статистики.</p> <p>Данные по расстояниям — основной источник: Тарифное руководство № 4. Книга 3. «Тарифные расстояния между узловыми и транзитными пунктами железных дорог федерального железнодорожного транспорта»</p>
Фактор агломерации с квадратичным весом расстояний (Ln)	Тыс. долл. США*	<p>Аналогично фактору агломерации</p> $Agglomeration_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{Distance_{ij}^2} \cdot FDI_j$	

Показатель	Единица измерения	Описываемый фактор, смысл показателя	Источник данных
Фактор агломерации с весом — квадратный коэффициент из расстояний (Ln)	Тыс. долл. США	<p>Аналогично фактору агломерации</p> $Agglomeration_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{Distance_{ij}}} \cdot FDI_j$	
Фактор агломерации с экспоненциально убывающим весом расстояний (Ln)	Тыс. долл. США	<p>Аналогично фактору агломерации</p> $Agglomeration_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{\exp(Distance_{ij})} \cdot FDI_j$	
Рыночный потенциал (Ln)	Млн руб.	<p>Получено путем перемножения матрицы ВРП и матрицы обратных расстояний между регионами. Характеризует платежеспособный спрос соседних регионов, т.е. потенциальных дополнительных рынков сбыта, кроме рассматриваемого региона.</p> $MarketPotential_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{Distance_{ij}} \cdot GRP_j,$ <p>где <math>i, j</math> — регионы (<math>i \neq j</math>); <math>n</math> — количество соседних регионов для <math>i</math>; <math>GRP_j</math> — ВРП региона <math>j</math>; <math>Distance_{ij}</math> — расстояние между административными центрами регионов <math>i</math> и <math>j</math></p>	
Рыночный потенциал с квадратичным весом расстояний (Ln)	Млн руб.	<p>Аналогично рыночному потенциалу</p> $MarketPotential_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{Distance_{ij}^2} \cdot GRP_j$	



Показатель	Единица измерения	Описываемый фактор, смысл показателя	Источник данных	
Рыночный потенциал с весом — квадратный корень из расстояний (Ln)	Млн руб.	Аналогично рыночному потенциалу $MarketPotential_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{Distance_{ij}}} \cdot GRP_j$		
Рыночный потенциал с экстенционально убывающим весом расстояний (Ln)	Млн руб.	Аналогично рыночному потенциалу $MarketPotential_i = \sum_{j=1}^n \frac{1}{\exp(Distance_{ij})} \cdot GRP_j$		
<i>Контрольные переменные</i>				
Firm	Коэффициент покрытия (Ln)			База данных по предприятиям RUSLANA
	Доля государства в капитале компании (Ln)			
	Число работающих (Ln)			
	Рентабельность акционерного капитала			
	Коэффициент платежеспособности			
	Коэффициент структуры капитала (Ln)			
	Рентабельность продаж			
	Коэффициент оборачиваемости активов (Ln)			
Выручка (оборот) на работника (Ln)				

Окончание табл. 1

Показатель	Единица измерения	Описываемый фактор, смысл показателя	Источник данных
Region		Численность постоянного населения в среднем за год ( $L_n$ )	Федеральная служба государственной статистики
		Доля имеющих полное/неполное высшее профессиональное образование (в численности населения региона) ( $L_n$ )	
		Плотность (густота (Rosstat)) автомобильных дорог общего пользования с твердым покрытием на конец года	
		Средняя температура января	
		Внешнеторговый оборот (в фактически действующих ценах) ( $L_n$ )	
		Наличие портов	
		Число зарегистрированных преступлений	
		Количество зарегистрированных экономических преступлений	
		Ранг инвестиционного риска	
		Ранг инвестиционного потенциала	
		Рейтинговое агентство Expert	

\* При формировании показателей фактора агломерации и рыночного потенциала функция от расстояния (линейная, квадратичная, квадратный корень или экспонента) играет роль веса, с которым убывает вклад соответствующих характеристик других регионов. Поэтому неважно, в каких единицах измеряется расстояние, так как оно участвует в формуле лишь как безразмерная константа. Соответственно фактор агломерации и рыночный потенциал корректно измерять в соответствующих денежных единицах (формально такие величины можно тоже полагать безразмерными).

2009 (2010) г., исходя из набора характеристик за 2008–2009 гг., иностранный инвестор принял решение или вкладывать/не вкладывать, или изымать/не изымать средства). Поскольку неизвестна дата вложений, такой подход, возможно, не является вполне корректным, но он наиболее адекватен доступным данным.

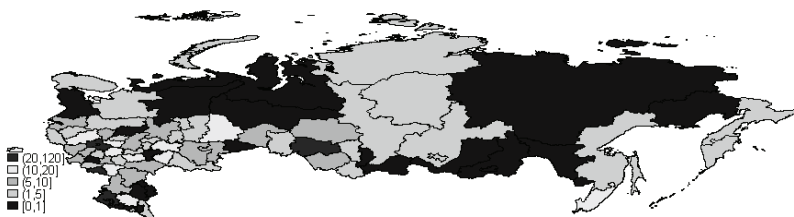
Единицей наблюдения является российское предприятие пищевой промышленности. Выборка включает 3214 предприятий пищевой промышленности из 83 регионов России.

Первый шаг — обращение к исходным данным. Анализ описательных статистик уже позволяет задуматься о влиянии тех или иных факторов на зависимую переменную. У большинства интересующих нас переменных средние по подвыборкам (наличие или отсутствие доли иностранного капитала не менее 10%) значимо не отличаются. Это может свидетельствовать о том, что влияние неоднозначно (в разных регионах гасит друг друга) или отсутствует вовсе. Более однозначную картину дает подвыборка, не включающая Москву и Московскую область (переменные по ним являются выбросами). В данном случае различия уже начинают проявляться, но, что интересно, сам характер различий иногда противоречит гипотезам. Это дает повод задуматься об анализе более глубоких связей, чем просто линейной зависимости.

Так как в рамках работы исследуется пространственный аспект выбора иностранного инвестора, то наиболее наглядный способ — показать распределение значений переменных разных регионов на карте.

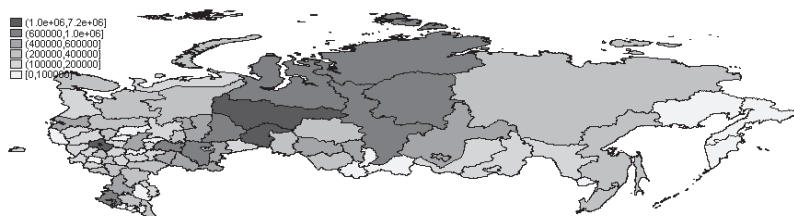
На карте 1 отражено распределение компаний, которые получили прямые иностранные инвестиции (доля иностранного капитала — не менее 10%). Явными лидерами здесь являются Москва (118 предприятий), Московская область (90) и Краснодарский край (40). Чуть меньше в Санкт-Петербурге (30) и Новосибирской области (29). Это распределение сильно отличается от распределений тестируемых показателей, показанных на картах 2–7. На картах также видно, что зависимость между тестируемыми независимыми переменными и зависимой остается под вопросом.

Графический анализ и анализ описательных статистик, а также теоретические представления о механизме принятия решения иностранным инвестором служат базой для следующей стадии исследования — построения эконометрической модели и ее анализа.



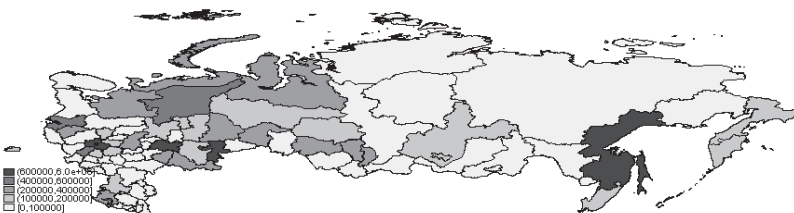
**Карта 1.** Количество компаний пищевой промышленности с долей иностранного капитала не менее 10%

*Источник:* База данных RUSLANA.



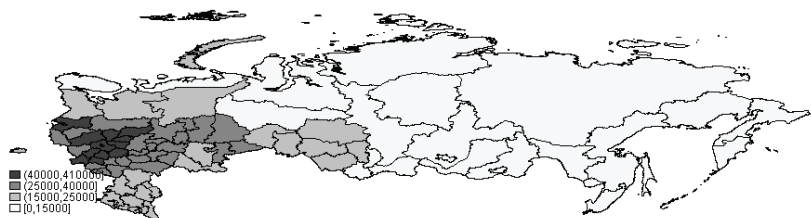
**Карта 2.** Валовой региональный продукт (ВДС в основных ценах) за 2009 г., млн руб.

*Источник:* Данные Росстата.



**Карта 3.** Прямые иностранные инвестиции, поступившие в регионы России в 2008 г., тыс. долл. США.

*Источник:* Данные Росстата.



**Карта 4.** Рыночный потенциал регионов в 2009 г.  
(с линейно убывающим вкладом ВРП соседних регионов), млн руб.

*Источник:* Расчеты автора.



**Карта 5.** Рыночный потенциал регионов в 2009 г.  
(с экспоненциально убывающим вкладом ВРП соседних регионов), млн руб.

*Источник:* Расчеты автора.



**Карта 6.** Фактор агломерации в 2008 г.  
(с линейно убывающим вкладом ПИИ соседних регионов),  
тыс. долл. США

*Источник:* Расчеты автора.



**Карта 7.** Фактор агломерации в 2008 г.  
(с экспоненциально убывающим вкладом ПИИ соседних регионов),  
тыс. долл. США

Источник: Расчеты автора.

## 2.2. Эконометрическая модель вероятности получения предприятием иностранных инвестиций

Как было описано выше, согласно теории, исследуемая модель выглядит следующим образом:

$$fdi_{ij} = f(Firm_{ij}; Region_j),$$

где  $i$  — компания,  $j$  — регион, в котором зарегистрирована компания;  
 $fdi_{ij} = 1$ , если доля иностранного капитала не менее 10%, 0 — в иных случаях;

$Firm_{ij}$  — внутренние показатели работы компании;

$Region_j$  — характеристики региона, в котором зарегистрирована компания;

$f$  — некоторая функция от набора характеристик, принадлежащих вышеописанным группам.

Так как зависимая переменная — бинарная, эконометрическая модель принимает следующую форму:

$$P(fdi_{ij} = 1) = F(Firm_{ij}; Region_j),$$

где  $P(fdi_{ij} = 1)$  — вероятность получения компанией иностранных инвестиций;

$F(Firm_{ij}; Region_j)$  — функция распределения от групп характеристик компании и региона.

В общем случае вид аргумента следующий:

$$f(\text{Firm}_{ij}; \text{Region}_j) = \alpha + \beta_1 \cdot F_{1ij} + \beta_2 \cdot F_{2ij} + \dots + \beta_m \cdot F_{mij} + \gamma_1 \cdot R_{1j} + \gamma_2 \cdot R_{2j} + \dots + \gamma_k \cdot R_{kj} + \varepsilon_{ij}$$

(иначе это может быть записано как  $fdi_{ij} = x_{ij} + \varepsilon_{ij}$ ), где  $m$  — количество переменных в группе *Firm* и  $k$  — в группе *Region*. Иными словами, предполагается линейная комбинация факторов с весами, равными коэффициентам. Предполагается, что  $\varepsilon_{ij} \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$ .

В этом исследовании выбор был сделан в пользу логистического распределения (построение логит-модели). В данном случае в силу того, что функция распределения выглядит как  $F(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}$ , а здесь

$$x = \alpha + \beta_1 \cdot F_{1ij} + \beta_2 \cdot F_{2ij} + \dots + \beta_m \cdot F_{mij} + \gamma_1 \cdot R_{1j} + \gamma_2 \cdot R_{2j} + \dots + \gamma_k \cdot R_{kj},$$

то после преобразований получается следующее соотношение:

$$\ln\left(\frac{P(fdi_{ij} = 1)}{1 - P(fdi_{ij} = 1)}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot F_{1ij} + \beta_2 \cdot F_{2ij} + \dots + \beta_m \cdot F_{mij} + \gamma_1 \cdot R_{1j} + \gamma_2 \cdot R_{2j} + \dots + \gamma_k \cdot R_{kj}$$

Если потенцировать левую и правую части равенства, получится выражение вида

$$\frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)} = e^\alpha \cdot e^{\beta_1 \cdot F_{1ij}} \cdot e^{\beta_2 \cdot F_{2ij}} \cdot \dots \cdot e^{\beta_m \cdot F_{mij}} \cdot e^{\gamma_1 \cdot R_{1j}} \cdot e^{\gamma_2 \cdot R_{2j}} \cdot \dots \cdot e^{\gamma_k \cdot R_{kj}}$$

В этом случае левая часть интерпретируется как отношение шансов (oddsratio). В правой части  $e^\alpha, e^{\beta_1}, e^{\beta_2}, \dots, e^{\beta_m}, \dots, e^{\gamma_1}, \dots, e^{\gamma_k}$  — чувствительности отношения шансов к изменению характеристик регионов и фирм, показывающие, во сколько раз изменится отношение вероятностей получить и не получить иностранные инвестиции при изменении соответствующей независимой переменной на единицу. Эти чувствительности (а не сами веса в линейной комбинации) и будут интерпретироваться как коэффициенты.

Что касается конкретизации вида аргумента, здесь можно выделить несколько стадий усложнения и уточнения.

- Самой простой подход — построение обыкновенной логит-модели без учета специфики данных (Pool). Таким образом, сначала стоилась регрессия по модели следующего вида:

$$\ln\left(\frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)}\right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j.$$

В этом случае оценки получаются несмещенными, состоятельными и асимптотически эффективными.

• Следующий этап — многоуровневая модель с индивидуальным эффектом на константу.

$$\ln\left(\frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)}\right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j,$$

при этом  $\alpha_{ij} = \alpha_0 + u_j$ .

Многоуровневость заключается в следующем: первый уровень — отдельные предприятия, обладающие какими-то личными характеристиками: они вложены в регионы, которые также обладают своими характеристиками, — это второй уровень.

Такой подход — аналог панельной регрессии с индивидуальным эффектом. Как и в случае панели, в случае многоуровневой модели возможны два варианта:

1) фиксированный индивидуальный эффект (FixedEffect, FE), тогда  $u_j$  — константа, своя для каждого региона  $j$ . Но здесь этот вариант неприменим;

2) случайный индивидуальный эффект (RandomEffect, RE), тогда  $u_j \sim N(0; \sigma_u^2)$  — случайная величина, не коррелирующая с  $\varepsilon_{ij}$ .

• Третий шаг, еще больше уточняющий вид модели, — оценивание многоуровневой модели с индивидуальным эффектом как на константу, так и на наклон.

$$\ln\left(\frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)}\right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j,$$

при этом  $\alpha_{ij} = \alpha_0 + u_j$  и  $\gamma_j = \gamma_0 + v_j$  для одного или группы факторов.

При рассмотрении этой модели предполагается, что от региона к региону случайным образом может меняться еще и наклон некоторых переменных, т.е. он будет равен  $\gamma_j = \gamma_0 + v_j$ , где  $v_j$  есть случайная величина, которая не коррелирует с  $\varepsilon_{ij}$ , но может коррелировать с  $u_j$ . Это позволяет отслеживать тонкие взаимосвязи между переменными. Предполагается также, что  $v_j \sim N(0; \sigma_v^2)$ .



Все описанные выше модели оцениваются методом максимального правдоподобия. Это позволяет получить состоятельные, асимптотически эффективные и асимптотически нормальные оценки.

## 2.3. Результаты

Поскольку в модель могут быть включены контрольные переменные из большого списка, подобранного согласно теоретическим представлениям об исследуемом процессе, неизбежна проблема мультиколлинеарности. Эта же проблема возникает и с тестируемыми переменными: с одними — в силу интуитивно понятных взаимосвязей (например, ВРП и ПИИ одного года или ПИИ 2008 и 2009 гг.), а с другими — в силу особенностей построения (фактор агломерации и рыночный потенциал).

### 2.3.1. Простая логит-модель (Pool)

Начать следует с простой логит-модели. Основное ее отличие от последующих — в том, что она не учитывает неоднородность регионов: анализируются все компании вместе, исходя из предпосылки, что для компаний из разных регионов оценки коэффициентов будут одинаковыми.

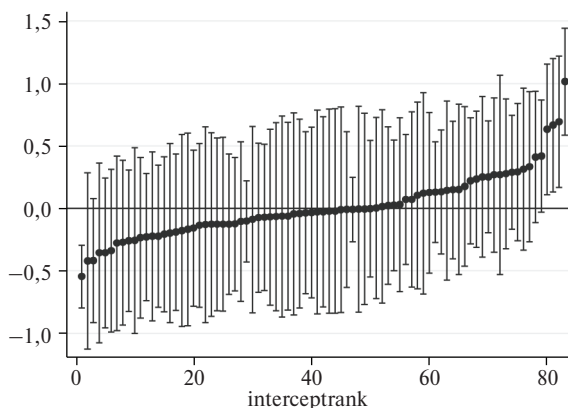
Сначала была оценена модель со всеми имеющимися переменными (фактор агломерации и рыночный потенциал в базовой версии брались с линейно убывающим с расстоянием весом ПИИ и ВРП). В ней фактор агломерации и рыночный потенциал равны нулю на уровне значимости — 5% и одновременное исключение их из модели незначимо влияет на Log-Likelihood. После анализа результатов оценки различных модификаций модели круг контрольных переменных был значительно сужен. Так как факторы агломерации и рыночного потенциала с разными весами коррелируют между собой, были построены четыре модели для каждого вида весов (квадратичного, квадратного корня, экспоненциального и вообще без переменных фактора агломерации и рыночного потенциала), чтобы отследить разницу в результатах оценки влияния одного и того же фактора, представленного разными способами, и подобрать наилучший вариант или отвергнуть все.

### 2.3.2. Многоуровневая модель со случайной индивидуальной константой

В соответствии с планом построения эконометрической модели после простых логит-моделей строились усложненные модели со случайным индивидуальным эффектом регионов в виде константы.

Обоснованием целесообразности перехода к этим моделям служит тест отношения правдоподобия (табл. 6, 7), а также графическое представление случайных эффектов<sup>2</sup> (часть из них значимо отличаются от нуля, причем принимают как отрицательные, так и положительные значения).

Результаты оценивания моделей с учетом и без учета фактора агломерации и рыночного потенциала снова показали их совместную незначимость на уровне значимости 95% согласно тесту отношения правдоподобия и нестабильности коэффициентов (рис. 1). Это позволяет отвергнуть гипотезу о влиянии фактора агломерации и рыночного потенциала.



**Рис. 1.** Значения случайного индивидуального эффекта на константу, для каждого региона в рамках 95% доверительного интервала, модель без учета фактора агломерации и рыночного потенциала

<sup>2</sup> Здесь и далее в работе для графиков случайных эффектов: по вертикальной оси отображены значения коэффициента и доверительного интервала на уровне значимости — 5%, сами значения для разных регионов упорядочены по возрастанию или убыванию для более наглядного изображения отличающихся от нуля случаев.

Далее, важно отметить, что значимым и обладающим стабильным коэффициентом является показатель инвестиций в регион в прошлом периоде. Таким образом, его влияние подтверждается. Аналогичный результат получен для ВРП регионов, его влияние значимо и положительно.

### 2.3.3. Многоуровневая модель со случайной индивидуальной константой и случайной составляющей наклона при тестируемых переменных

Отвергнута гипотеза о том, что для всех регионов фактор агломерации и рыночный потенциал одинаково значимы и с одними и теми же коэффициентами входят в линейную комбинацию факторов. Но это еще не повод утверждать, что во всех регионах эти факторы не будут играть никакой роли. Возможно, найдутся регионы, в которых влияние соседей окажется значимым. Та же логика рассуждения справедлива для ПИИ в регионы и ВРП.

Начать следует с ПИИ в регионы и ВРП. Неоднородность регионов подсказывает, что использование третьего шага построения модели целесообразно, так как может помочь выявить некоторые особенности регионов и специфику влияния, которое могут иметь названные выше факторы на принятие решения. Ниже представлены результаты анализа двух моделей, который проводился на полной выборке и на подвыборке, исключающей Москву и Московскую область.

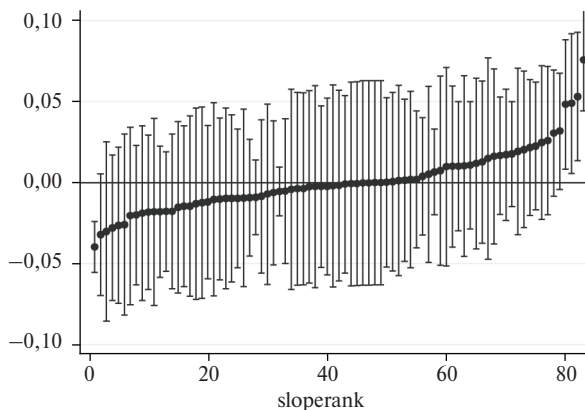
$$1. \ln \left( \frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)} \right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j + u_j + (\gamma_0 + v_j) \cdot FDI_j,$$

где  $FDI_j$  — ПИИ в прошлый период;

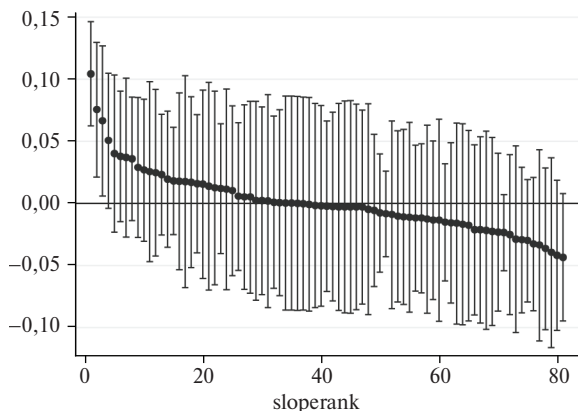
$\gamma_0$  — постоянная для всех регионов составляющая наклона при переменной ПИИ;

$v_j$  — случайный индивидуальный эффект некоторых регионов на наклон при ПИИ.

На графике (рис. 2) можно заметить, что есть регионы, для которых случайный индивидуальный эффект значимо отличается от нуля (так как изображенные 95%-ные доверительные интервалы для значений лежат строго выше или строго ниже красной черты — нуля). Слу-



**Рис. 2.** Случайные индивидуальные составляющие наклона при переменной ПИИ в регион в прошлом периоде



**Рис. 3.** Случайные индивидуальные составляющие наклона при переменной ПИИ в регион в прошлом периоде (для подвыборки без Москвы и Московской области)

чайная константа в рассмотренных моделях значима в тех же случаях, что и случайная составляющая наклона, при этом корреляция между ними отрицательная (рис. 3).

$$2. \ln \left( \frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)} \right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j + u_j + (\gamma_0 + v_j) \cdot GRP_j,$$

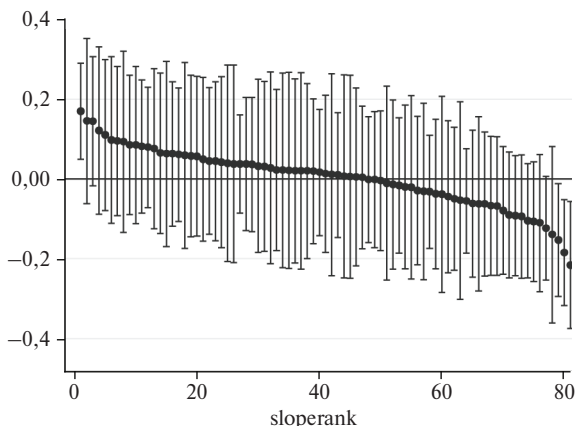
где  $GRP_j$  — ВВП в основных ценах на 2009 г., представление наклона при этой переменной аналогично случаю 1.

Рассуждения для этой ситуации идентичны рассмотренному выше случаю.

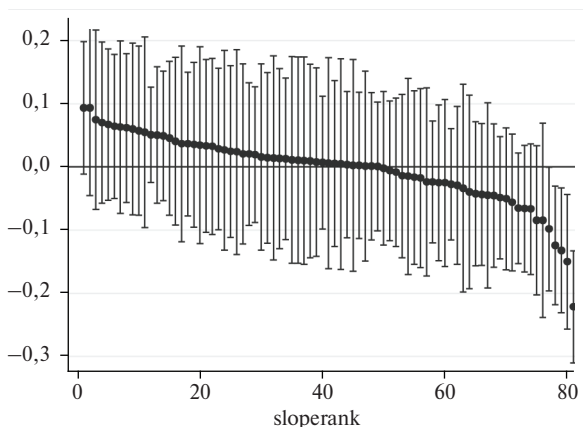
Описанные две модели (рис. 4, 5) позволяют заметить некоторые отклонения от общего тренда (имеются в виду единые коэффициенты наклона), но их очень мало — это лишь единицы из более чем 80 регионов. А значит, нельзя сказать, что все регионы России будут кардинально различаться в отношении влияния ПИИ и ВВП на вероятность получения предприятием пищевой промышленности иностранных инвестиций (табл. 2, 3).

Таким образом, переходить к модели с учетом индивидуальных эффектов влияния ПИИ и ВВП на вероятность вложений не имеет смысла, так как при рассмотрении общих тенденций по всей выборке таких особенностей не наблюдается, они являются скорее исключением, чем правилом.

В рамках описания полученных результатов осталось обратиться к вопросу о наличии индивидуальных случайных эффектов при факторе агломерации и рыночном потенциале.



**Рис. 4.** Случайные индивидуальные составляющие наклона при переменной ВВП



**Рис. 5.** Случайные индивидуальные составляющие наклона при переменной ВРП (для подвыборки без Москвы и Московской области)

Для всей выборки и подвыборки без Москвы и Московской области (табл. 4, 5) результаты говорят о том, что переход к модели со случайной составляющей наклона по-прежнему нецелесообразен.

Все вышесказанное и описанное можно обобщить следующим образом: в среднем по регионам России влияние ПИИ и ВРП соседних регионов на принятие решений о вложениях в предприятие пищевой промышленности отсутствует. Такой результат, возможно, обусловлен следующим:

- интересы предприятия пищевой промышленности направлены, как правило, на внутренний рынок региона, в котором находится предприятие, или на экспорт продукции, произведенной с более низкими издержками. В этом случае ситуация в соседних регионах неважна;
- эффект от агломерации и рыночного потенциала может быть противоположным: если ситуация в соседних регионах улучшается, они начинают составлять конкуренцию рассматриваемому региону. Тогда иностранные инвесторы могут уйти в эти регионы, и вероятность вложений сократится. Эти два эффекта компенсируют друг друга, в итоге сводя влияние к нулю.

**Таблица 2.** Результаты оценивания моделей для тестирования гипотезы, связанной с переменной ПИИ

Выборка	Прямые иностранные инвестиции в регион в прошлом периоде (2008 г.)					
	Вся выборка			Без М и МО		
Вид модели	Без учета не-однородности регионов (Pool)	С учетом случайной константы, <i>u</i>	С учетом случайной константы и наклона, <i>u</i> и <i>v</i>	Pool	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>
Отношение шансов при ПИИ	1,095***	1,1***	1,1***	1,102***	1,12***	1,12***
Log-Likelihood	-1550,73	-1534,65	-1534,39	-1238,54	-1226,35	-1225,84
Тест отношения правдоподобия	32,16			24,38		
		3,8			5,44	
			0,52			1,02

**Таблица 3.** Результаты оценивания моделей для тестирования гипотезы, связанной с переменной ВРП

Выборка	Валовой региональный продукт (2009 г.)					
	Вся выборка			Без М и МО		
Вид модели	Pool	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>	Pool	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>
Отношение шансов при ВРП	1,148***	1,14*	1,14*	1,131**	1,2*	1,21**
Log-Likelihood	-1554,9	-1537,5	-1537,46	-1244,47	-1229,66	-1229,66
Тест отношения правдоподобия	19,4			29,62		
		3,66			5,36	
			0,08			0

**Таблица 4.** Результаты оценивания моделей с учетом и без учета случайной составляющей наклона при факторе агломерации

		$\ln \left( \frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)} \right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j + \gamma^{fdi} \cdot FDI_j + u_j + v_j \cdot Agglomeration_j$				
		Вклад ПИИ соседей убывает линейно				
Выборка	Вся выборка		Без М и МО		Вся выборка	
	С учетом случайной константы, <i>u</i>	С учетом случайной константы и наклона, <i>u</i> и <i>v</i>	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>
Log-Likelihood	-1534,65	-1533,95	-1226,35	-1225,4	-1534,65	-1534,6
Тест отношения правдоподобия	1,4		1,9		0,1	
						0,16

**Таблица 5.** Результаты оценивания моделей с учетом и без учета случайной составляющей наклона при рыночном потенциале

		$\ln \left( \frac{P(fdi_{ij} = 1)}{P(fdi_{ij} = 0)} \right) = \alpha' + \beta' \cdot Firm_{ij} + \gamma' \cdot Region_j + \gamma^{grp} \cdot GRP_j + u_j + v_j \cdot MarketPotential_j$				
		Вклад ВРП соседей убывает линейно				
Выборка	Вся выборка		Без М и МО		Вся выборка	
	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>	<i>u</i>	<i>u</i> и <i>v</i>
Log-Likelihood	-1534,65	-1536,83	-1229,66	-1228,9	-1534,65	-1537,44
Тест отношения правдоподобия	-4,36		1,52		-5,58	
						-0,12



## 2.4. Выводы

На основе полученных результатов можно сделать следующие выводы.

- Гипотеза 1.1 подтвердилась. Было выявлено положительное влияние валового регионального продукта (а точнее, роста данного показателя, поскольку в модели рассматривался натуральный логарифм от этой величины). Это влияние можно считать одинаковым для всех регионов, так как индивидуальные отличия были выявлены лишь в единичных случаях.

- В гипотезе 1.2 говорилось также о влиянии платежеспособного спроса и развитости соседних регионов, что не нашло подтверждения в ходе исследования, за исключением единичных примеров случайного индивидуального для некоторых регионов коэффициента наклона при этой переменной (для более определенных выводов об этих отклонениях необходимо более детальное изучение вопроса).

- Гипотеза 2.1 была подтверждена. Выявлено влияние прямых иностранных инвестиций в регион на вероятность вложений. Это влияние положительное (чем больше вкладывали ранее, тем лучше инвестиционный климат и больше доверия к региону, а также тем более он развит, так как прошлые инвестиции уже начали работать).

- Гипотеза 2.2 была отвергнута. Отсутствие влияния фактора агломерации в отношении всех или почти всех регионов России прослеживается как общая тенденция, однако есть несколько регионов-исключений.

## Заключение

Подытоживая вышесказанное, отметим, что гипотезы полностью не подтвердились. Но несмотря на это, в ходе исследования было сформировано общее представление об определении вероятности иностранных вложений в предприятие пищевой отрасли, и конкретно — о влиянии на первую из региональных характеристик: валового регионального продукта и прямых иностранных инвестиций в регион. Их положительное воздействие на вероятность подтвердилось, как и предполагалось в теории. Влияние же соседних регионов оказалось незначимым, но, поскольку причины тому могут быть разные (включая возможное нивелирование противопо-

ложных эффектов), этот вопрос требует дальнейшего более детального изучения.

Исследование проводилось в рамках программы Центра фундаментальных исследований НИУ ВШЭ по теме «Эмпирическая оценка эффектов и факторов глобализации».

## Источники

1. *Авакян К.Г., Иванов В.А.* Сравнительный анализ методик оценки инвестиционной привлекательности предприятия // Вестник Удмуртского университета. 2010. Вып. 3. С. 23–28.

2. *Манаенков Д.А.* Выбор иностранным инвестором региона вложения прямых инвестиций. Эмпирическое исследование. Препринт № BSP/00/036 Р. М.: Российская экономическая школа, 2000.

3. Методологические положения по организации статистического наблюдения за движением иностранных инвестиций в соответствии с руководством по платежному балансу. М.: Федеральная служба государственной статистики, 2002.

4. *Носко В.П.* Эконометрика для начинающих. Дополнительные главы. М.: ИЭПП, 2005.

5. *Ратникова Т.А.* Введение в эконометрический анализ панельных данных. Лекционные и методические материалы // Экономический журнал ВШЭ. 2006. № 4. С. 638–669.

6. Учебные материалы Центра многомерного моделирования Бристольского университета (The Centre for Multilevel Modelling (CMM)) по курсу LEMMA (Learning Environment for Multilevel Methodology and Applications).

7. *Blonigen B.A. et al.* FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment / B.A Blonigen., R.B. Davies, G.R. Waddell, H.T. Naughton // European Economic Review. 2007. Vol. 51. P. 1303–1325.

8. *Buccellato T., Santangelo F.* Foreign Direct Investments Distribution in the Russian Federation: Do Spatial Effects Matter? Economics Working Papers 99. Centre for the Study of Economic and Social Change in Europe, UCL. L., UK, 2009.

9. *Ledyeva S., Linden M.* Testing for Foreign Direct Investment. Gravity Model for Russian Regions. Working Paper No. 32. Department of Business and Economics, DP-32. University of Joensuu, 2006.

10. *Lee K.-D., Hwang S.-K., Lee M.-H.* Agglomeration Economies and Location Choice of Inward Foreign Direct Investment in Korea. Mimeo. 2007.

11. *Yudaeva K. et al.* Does Foreign Ownership Matter? Russian Experience / K. Yudaeva, K. Kozlov, N. Melentjeva, N. Ponomareva // Economics of Transition. 2003. Vol. 11. No. 3. P. 383–409.

### *Источники данных*

12. *Абрамов А.* Кратчайшие расстояния между административными центрами субъектов федерации по железной дороге (км). НГУ, 2000. URL: [http://econom.nsu.ru/staff/chair\\_et/gluschenko/Research/Data/Distances.xls](http://econom.nsu.ru/staff/chair_et/gluschenko/Research/Data/Distances.xls)

13. База данных RUSLANA.

14. Центральная база статистических данных Федеральной службы государственной статистики.

© Гладышева А.А., 2013

**Ю.Г. Гуржиянц**

Научный  
руководитель —  
Л.А. Тюгай

Кафедра фондового  
рынка и рынка  
инвестиций

# **Механизмы регулирующего трансфертного ценообразования в России**

---

**В рамках работы исследуется влияние законодательных изменений в области регулирования трансфертных цен в России, вступивших в силу с 1 января 2012 г., на особенности функционирования налоговых органов и корпораций. В целях достижения поставленных задач было проведено практическое исследование, на основе которого удалось продемонстрировать тенденцию увеличения уплачиваемых компаниями налогов по мере применения нового законодательства. Кроме того, в ходе исследования было выявлено, что новое законодательство в области трансфертного ценообразования даст импульс повышению конкурентоспособности российских компаний на зарубежных рынках.**

## **Введение**

Глобализация и быстрые темпы роста международной торговли привели к необходимости обращать все большее внимание на формирование цен внутри крупных холдинговых структур. В условиях роста суверенных долгов целого ряда государств по всему миру и все более частого употребления термина «трансфертное ценообразование» в контексте инструмента, позволяющего уходить от налогов и тем самым оптимизировать свои расходы, многие крупные компании оказались в центре противоречивых дискуссий относительно применения методов налогового планирования. В результате правительства не только развитых, но и ряда развивающихся стран стали принимать активные меры по ужесточению контроля над внутренней деятельностью компаний. Основным стимулом подобных действий послужил тот факт, что налоговые органы расценивают трансфертное ценообразование как потенциальный источник существенных поступлений в бюджеты государств, которые на данный момент в связи с тяжелой экономиче-

ской ситуацией во всем мире столкнулись с нехваткой средств и значительными дефицитами.

Целью данной работы является разработка комплексного подхода к проблеме трансфертного ценообразования, который позволит учесть, финансовые интересы как налоговых органов, так и крупных корпораций. Ключевое внимание сфокусировано на перспективах влияния нового законодательства, вступившего в силу с 1 января 2012 г., на развитие предпринимательства в России, а также на увеличение налоговых поступлений.

## **1. Концепция трансфертных цен и их роль для корпораций**

Прежде всего обратимся к трактовке термина «трансфертное ценообразование». Необходимо отметить, что единого определения данного понятия не существует и на практике превалирует несколько подходов.

Согласно первому подходу трансфертными называют любые цены, подлежащие контролю со стороны налоговых органов, если в их отношении есть основания полагать, что их уровень был установлен сторонами сделки в целях оптимизации налоговой нагрузки, а не на основании рыночного уровня, сложившегося на момент заключения сделки [24]. Данная интерпретация трансфертного ценообразования применяется налоговыми органами Российской Федерации и законодательно была закреплена в ст. 40 Налогового кодекса РФ [14]<sup>1</sup>.

Второй подход подразумевает более узкое рассмотрение трансфертных цен, в рамках которого к данной категории относят цены, формируемые во внутригрупповых сделках со взаимозависимыми лицами. Он базируется на том, что трансфертные цены в первую очередь являются результатом усложнения системы хозяйственных отношений. Поскольку у крупных компаний возникает возможность манипулирования данным инструментом в целях уменьшения налогооблагаемой базы, трансфертные цены подлежат контролю со стороны налоговых органов [24]. Этот подход лежит в основе Руководства Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР) по

---

<sup>1</sup> Указанная интерпретация была закреплена в НК РФ до 1 января 2012 г. и применяется в отношении сделок, доходы и (или) расходы по которым признаны в соответствии с гл. 25 «Налог на прибыль организаций» НК РФ до 1 января 2012 г.

трансфертному ценообразованию — основополагающего документа для законодательства многих стран в области регулирования трансфертного ценообразования. Согласно определению ОЭСР трансфертная цена — цена, которая используется для оценки сделок между зависимыми компаниями, интегрированными в рамках одного управления, на искусственно высоком или низком уровне с целью воздействия на выплаты дохода или перемещения капитала между этими компаниями [42]. В рамках дальнейшего исследования именно это определение будет являться основой понимания сути трансфертных цен.

Вопреки сложившемуся стереотипу компании используют трансфертные цены не только для минимизации налогового бремени. В общем случае они играют гораздо более важную роль в функционировании компании. Стратегические цели использования трансфертных цен можно разделить на следующие категории:

- внутренние управленческие цели;
- операционные цели;
- налоговые цели [30].

В рамках внутренних управленческих целей трансфертные цены позволяют связать систему вознаграждения сотрудников компании с результатами ее деятельности таким образом, чтобы создать оптимальную структуру внутреннего контроля, а также стимулирования работников. Менеджмент компании может быть мотивирован к более эффективному управлению ценами в рамках группы возможностью получения максимальной прибыли, а значит, и поощрения за успешную работу [Ibid.].

Использование трансфертных цен является также неотъемлемой частью операционной стратегии компании для сохранения конкурентной рыночной позиции. Например, в случае принятия решения о входе на рынок новой продукции компания путем распределения цен и затрат внутри группы может обеспечить установление конкурентной цены, таким образом заняв новую нишу на рынке. Иными словами, за счет манипулирования ценами в рамках компании может достигаться большая гибкость операционной деятельности, которая будет эффективно реагировать на внезапные внешние или внутренние изменения [Ibid.].

Тем не менее зачастую компании используют механизмы трансфертных цен именно в налоговых целях, путем аллокации более высоких цен и, как следствие, более высокой прибыли на те компании группы, которые находятся в юрисдикциях с более благоприятным

налоговым режимом. Подобные действия позволяют компании минимизировать налоговое бремя и увеличить прибыль [30].

Таким образом, в зависимости от того, какая цель является приоритетной для компании, происходит алгоритм разработки ее ценовой политики. При этом предприятия, функционирующие в разных отраслях и имеющие различный масштаб деятельности, устанавливают трансфертные цены исходя из различных оснований.

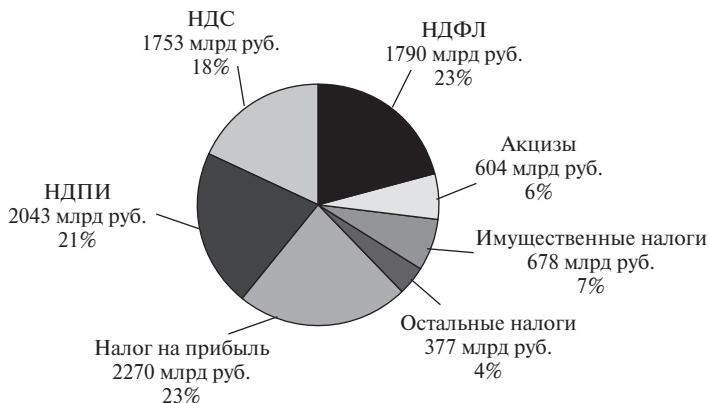
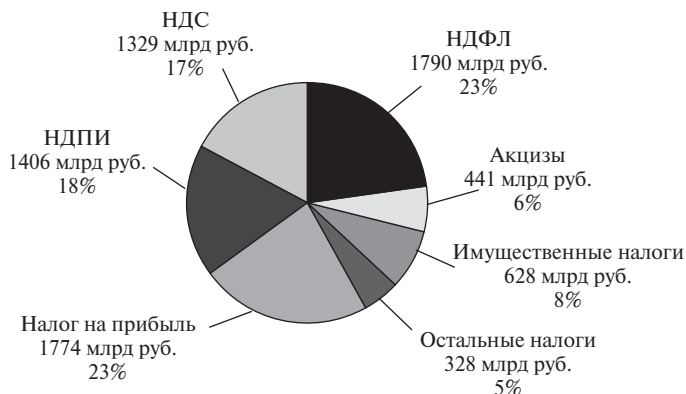
## **2. Финансовые интересы государства в области контроля над трансфертными ценами**

В условиях финансовой нестабильности, вызванной недавним мировым экономическим кризисом, а также наблюдающейся волатильности на рынках получение доходов становится для государства все более тяжелой задачей. По данным Министерства финансов РФ, дефицит федерального бюджета за январь-февраль 2012 г. составил 245,34 млрд руб., в то время как в январе данный показатель был зафиксирован на уровне 17,95 млрд руб. [12]. Кроме того, опубликованные Минфином прогнозы на 2012–2014 гг. демонстрируют гораздо более сложную ситуацию для федерального бюджета РФ в будущем. Прогнозы Министерства финансов РФ показывают, что в 2012 г. ожидаемый уровень дефицита федерального бюджета составлял 876,6 млрд руб., в то время как в 2013 г. он должен достичь отметки в 1024,7 млрд руб. [9].

Подобные дисбалансы, безусловно, заставляют правительство задуматься о возможных вариантах увеличения поступлений в бюджет. Несмотря на то что наиболее существенным источником доходов для нашей страны являются доходы от продажи нефти и газа, налоговые поступления также рассматриваются в качестве одного из каналов доходов бюджета. В связи с этим будут предприняты меры по ужесточению фискальной функции государства.

По данным Федеральной налоговой службы, в консолидированный бюджет Российской Федерации в 2011 г. поступило 9720,0 млрд руб., что на 26,3% больше, чем в 2010 г. [24].

В то же время с точки зрения структуры доходов от налоговых поступлений наиболее весомый вклад в бюджет вносят отчисления по налогу на прибыль, доля которого в общих поступлениях составила 23%, НДС – 21%, а также НДС – 18% [25]. На рис. 1 показана динамика поступлений в консолидированный бюджет Российской Фе-



**Рис. 1.** Структура доходов консолидированного бюджета Российской Федерации за 2010–2011 гг.

Источник: [24].

дерации в 2010–2011 гг. в разрезе основных налогов, уплачиваемых на территории нашей страны.

Несмотря на положительную динамику налоговых поступлений, необходимо констатировать тот факт, что налоговое администрирование в нашей стране имеет множество неразрешенных проблем, следствием чего являются существенные налоговые потери. Согласно статистике, публикуемой Федеральной налоговой службой, задолжен-



ность по налогам и сборам в бюджетную систему РФ за 2011 г. составляет 675,3 млрд руб. [24]. В связи с этим необходимы меры по ужесточению контроля налоговых органов, а также улучшению налогового администрирования.

Поскольку в нашей стране достаточно широко развит крупный бизнес, многие операции проводятся внутри группы зависимых компаний. В этом случае на практике часто используется такой инструмент налогового планирования, как трансфертное ценообразование. Установление цен внутри холдинговых структур наиболее благоприятным с налоговой точки зрения образом позволяет компаниям избежать уплаты значительных сумм по таким налогам, как НДС, налог на прибыль, а также НДС. Учитывая тот факт, что поступления по этим налогам составляют большую часть доходов федерального бюджета, ужесточение контроля в области формирования цен внутри крупных холдинговых структур является одним из потенциальных источников сокращения задолженности по налогам и сборам, а также уменьшения дефицита бюджета страны.

В рамках действовавшего до 1 января 2012 г. законодательства в области трансфертного ценообразования трудно было говорить о серьезном контроле налоговых органов над деятельностью крупных компаний ввиду наличия множества неясных моментов в сфере признания контроля над теми или иными сделками, а также обоснования необходимого для применения метода определения рыночных цен. По этой причине между налогоплательщиками и налоговыми органами возникло большое количество споров, разрешить которые могли только судебные органы.

### **3. Практическое исследование применения принципов и методов российского законодательства в сфере контроля над трансфертными ценами, вступившего в силу с 1 января 2012 г.**

Обсуждение характера нововведений в области трансфертного ценообразования может затрагивать различные аспекты последствий принятого недавно закона. Однако во избежание голословной полемики необходимо проанализировать новое законодательство в действии и оценить, как его принятие отразится на стратегии ведения бизнеса мультинациональными холдингами в нашей стране, а также ответить

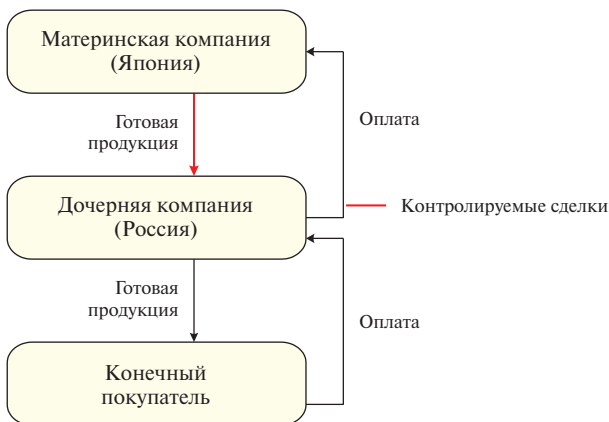
на вопросы о том, сможет ли оно дать импульс повышению конкурентоспособности компаний, действующих на территории Российской Федерации, и в перспективе способствовать расширению налогооблагаемой базы с позиции государства.

Для ответа на поставленные вопросы было проведено практическое исследование по применению механизма трансфертного ценообразования, заложенного в Федеральном законе № 227. Объектом исследования послужил международный холдинг, функционирующий в индустрии производства и продажи рекреационных транспортных средств, в том числе мотоциклов, снегоходов, вездеходов, лодок и т.д. В связи с тем что для полного анализа механизма трансфертного ценообразования внутри анализируемой группы компаний использовалась конфиденциальная информация, не предназначенная для публичного разглашения, название компании не может быть раскрыто, и она будет именоваться компания X. Однако все параметры, использованные при расчетах, соответствуют специфике деятельности данной компании и отрасли в целом.

Следует отметить, что отрасль машиностроения, подгруппой которой является производство рекреационных транспортных средств, наряду с нефтегазовой, финансовой и фармацевтической отраслями относится к числу тех, в которых наиболее активно используются инструменты трансфертного ценообразования не только в нашей стране, но и во всем мире. Таким образом, рассмотрение компании из отрасли машиностроения делает исследование актуальным с точки зрения репрезентативности основных результатов.

Прежде чем перейти к непосредственному изучению механизмов трансфертного ценообразования, используемых в рамках анализируемой группы компаний, необходимо рассмотреть структуру сделок с целью дальнейшего понимания целесообразности производимых манипуляций с трансфертными ценами.

Итак, рассматриваемая компания является вертикально-интегрированным международным холдингом, головная компания которого, находящаяся в Японии, осуществляет непосредственное производство продукции, а также ее последующую реализацию дочерним компаниям группы (см. рис. 2). Кроме того, существует дочерняя компания в России, закупающая готовую продукцию у своей материнской компании (доля владения головной компании в дочерней составляет 100%) и впоследствии реализующая их конечным покупателям на российском рынке.



**Рис. 2.** Схема сделок в рамках анализируемой группы компаний

Согласно новому закону о трансфертном ценообразовании сделки между материнской и дочерней компанией анализируемой группы будут являться контролируруемыми, так как относятся к категории внешнеторговых и, с учетом взаимозависимости контрагентов, подвергаются контролю со стороны налоговых органов независимо от суммы доходов по транзакциям [14]. В связи с этим именно данные сделки в дальнейшем будут представлять интерес для целей анализа механизма трансфертного ценообразования. Периодом рассмотрения является 2011 г., поскольку на момент написания исследования полнота и соответствие данных по транзакциям, совершенным в 2012 г., не были утверждены руководством компании и эти данные не могли быть использованы для исследования.

Согласно базовым принципам трансфертного ценообразования доля прибыли, получаемая каждой из сторон в рамках любых сделок, должна соответствовать осуществляемым функциям, а также принимаемым рискам и величине активов, которую каждая из сторон задействует в рамках сделки. Транзакции между взаимозависимыми лицами не являются исключениями из данного правила. Однако на практике вертикально-интегрированные компании зачастую прибегают к отнесению прибыли на те компании, которые находятся в юрисдикциях с наименее высокими ставками корпоративных налогов.

В качестве метода оценки уровня цен в анализируемых контролируемых сделках будет использован метод сопоставимой рентабельно-

сти ввиду невозможности применения метода сопоставимых рыночных цен, а также метода цены последующей реализации и затратного метода.

Метод сопоставимых рыночных цен не может быть применен к данным сделкам ввиду отсутствия общедоступной информации о ценах в сопоставимых сделках независимых лиц с идентичными или же — в их отсутствие — однородными товарами. Условия контрактов являются конфиденциальной информацией, в связи с этим нет возможности найти информацию о рыночных ценах в сопоставимых сделках.

В отличие от предыдущего метода применение метода цены последующей реализации не требует строгой сопоставимости коммерческих и финансовых условий сделки. Однако требования к сопоставимости условий здесь выше. Поскольку в общедоступных базах данных отсутствует информация об условиях сопоставимых сделок, а также о функциях, осуществляемых в них каждой из сторон, степень сопоставимости данных сделок с анализируемой не может быть определена. Как следствие, метод цены последующей реализации нельзя применить к рассматриваемым контролируемым сделкам.

Исключение затратного метода обусловлено различиями между учетом затрат сопоставимых компаний и механизмом их учета в рамках рассматриваемой группы сделок.

В результате был выбран метод сопоставимой рентабельности как наиболее подходящий для анализа соответствия трансфертных цен в контролируемых сделках рыночным ценам. Однако перед его применением необходимо определить, какая из сторон сделки будет анализироваться. Согласно положениям НК РФ анализируемая компания — это лицо, (1) которое, осуществляя свои функции, вносит меньший вклад в получение дохода от последовательно завершенных сделок с одними и теми же товарами по сравнению с другой стороной сделки, (2) несет меньшие экономические риски, чем другая сторона анализируемой сделки, а также (3) не обладает нематериальными активами, которые существенно влияют на уровень рентабельности [14].

Основываясь на функциональном анализе, можно заключить, что компания X покупает готовую продукцию у своей материнской компании, после чего перепродает ее дилерам на российском рынке, тогда как материнская компания отвечает за весь производственный цикл, а также сосредоточивает полный спектр производственных мощностей. Ввиду того что дочерняя компания в России осуществляет меньшее количество функций, несет менее существенные риски и владеет

меньшим объемом активов, она будет выбрана в качестве анализируемой стороны для применения метода сопоставимой рентабельности.

За показатель рентабельности взят показатель рентабельности затрат, поскольку на практике именно он используется в ситуациях, когда осуществляется закупка товаров у взаимозависимых лиц, после чего происходит их перепродажа независимым агентам.

Для сопоставления уровня цен в контролируемых сделках с рыночным уровнем было проведено исследование рыночного уровня рентабельности компаний, осуществляющих коммерческую деятельность, потенциально сопоставимую с деятельностью по оптовой продаже рекреационной техники, которой занимается компания X.

Данные, необходимые для проведения сравнительного анализа, были получены из базы данных РУСЛАНА, содержащей финансовую информацию приблизительно о 5,8 млн компаний в России<sup>2</sup>. В базе имеется информация по каждой компании за 10-летний период, включая: установленные законом счета, контактную информацию, коды отраслевой принадлежности и их описание, численность персонала, менеджеров, аудиторов и банкиров, правовое положение и организационно-правовую структуру компании, хронологию подачи документации, год регистрации и информацию об операциях импорта и экспорта за последние три года.

Благодаря использованию Общероссийского классификатора видов экономической деятельности (ОКВЭД), который позволяет идентифицировать компании по их специфическому коду деятельности, были выявлены коды, которые наиболее точно отражают функции, осуществляемые компанией X:

- 50.10 — Торговля автотранспортными средствами;
- 50.10.1 — Оптовая торговля автотранспортными средствами;
- 50.4 — Торговля мотоциклами, их деталями, узлами и принадлежностями, техническое оборудование и ремонт мотоциклов;
- 50.40.1 — Оптовая торговля мотоциклами, их деталями, узлами и принадлежностями;
- 50.3 — Торговля автомобильными деталями, узлами и принадлежностями;
- 50.30.1 — Оптовая торговля автомобильными деталями, узлами и принадлежностями.

---

<sup>2</sup> Сведения, заявленные производителями базы данных РУСЛАНА.

В целом классификация по кодам ОКВЭД является достаточно детальной по отношению к функциям и товарам, тем не менее невозможно определить код ОКВЭД, отдельно включающий сделки, предметом которых выступают такие товары, как спортивные вездеходы, водные мотоциклы, снегоходы, генераторы. Таким образом, перечень кодов ОКВЭД был сознательно расширен и в анализ были включены коды 50.10.1, 50.10, 50.4, 50.3 и 50.30.1 для определения более широкого перечня потенциально сопоставимых компаний.

Помимо этого, чтобы рассматриваться в качестве потенциально сопоставимых с компанией X, компании должны были отвечать следующим критериям (а в противном случае исключались из списка сопоставимых компаний):

- отражать выручку от реализации в строке 010 «Выручка от продажи товаров, работ и услуг» и прибыль в строке 050 «Прибыль (убыток) от продаж» Отчета о прибылях и убытках в течение двух последовательных отчетных периодов за период с 2008 по 2010 г.;

- отразить средний оборот за период с 2008 по 2010 г. не ниже 200 млн руб. (критерий установлен в соответствии с масштабами деятельности анализируемой компании);

- не иметь убытков более чем в одном году в течение анализируемого периода [14];

- не участвовать прямо и (или) косвенно в других компаниях с долей такого участия более 25% и не должны иметь в качестве участника (акционера) компанию с долей прямого (косвенного) участия более 25% [Там же];

- совокупная величина чистых активов компании не должна быть отрицательной по данным бухгалтерской отчетности по состоянию на 31 декабря последнего года анализируемого периода [Там же];

Далее были отсеяны компании, чья деятельность не являлась сопоставимой с деятельностью, осуществляемой компанией X. Для этого проведено исследование соответствия деятельности компаний по кодам ОКВЭД, указанным в финансовой отчетности, фактически осуществляемой ими деятельности с использованием данных, опубликованных в сети Интернет или на официальных сайтах компаний. В результате проведенного сравнительного анализа было получено 15 сопоставимых компаний, список которых представлен в табл. 1.

Согласно требованиям закона при подсчете рыночного интервала рентабельности должна использоваться финансовая информация, имеющаяся по состоянию на момент совершения контролируемой

сделки, но не позднее 31 декабря календарного года, в котором совершена контролируемая сделка. Другим вариантом является использование данных бухгалтерской отчетности за три календарных года, непосредственно предшествующие календарному году, в котором была совершена анализируемая сделка [14]. Поскольку для анализа были взяты транзакции, производимые в 2011 г., необходимо проанализировать финансовые данные отобранных сопоставимых компаний за период 2008–2010 гг.

**Таблица 1.** Перечень сопоставимых компаний, полученный в результате сравнительного анализа

№ п/п	Название компании
1	Fudzi-Motors
2	РУСМОТОИМПОРТ
3	Форум-Авто Трейд
4	НижБел
5	Автоцентр ОСВАР
6	Колесо Фортуны
7	Автоюнион-Бат
8	Вездеходы АРГО
9	Дивавин и Компания
10	Компания Электростарт
11	Автокомплект-запчасть
12	Авто-Прогноз
13	МЕГАТЕКСТ-ТРЕЙДИНГ
14	РАДИАТОР
15	Perata-H

В соответствии с требованиями законодательства о трансфертном ценообразовании был посчитан сводный интервал рыночной рентабельности, который описывает сложившийся на анализируемом рынке уровень рентабельности в сделках, осуществляемых независимыми сопоставимыми компаниями. Полученные значения сводного интервала содержатся в табл. 3, в то время как исходные данные по рентабельности сопоставимых компаний за период с 2008 по 2010 г., изображены в табл. 2.

**Таблица 2.** Показатели рентабельности сопоставимых компаний за 2008–2010 гг., %

№ п/п	Название компании	2008	2009	2010	Среднее значение за период 2008–2010 гг.
1	Fudzi-Motors	–	8,63	9,01	8,82
2	РУСМОТОИМПОРТ	10,10	5,71	1,76	5,86
3	Форум-Авто Трейд	0,30	0,17	0,14	0,20
4	НижБел	3,78	6,14	3,76	4,56
5	Автоцентр ОСВАР	6,32	3,49	5,07	4,96
6	Колесо Фортуны	2,29	3,21	3,48	2,99
7	Автоюнион-Бат	1,11	2,11	3,32	2,18
8	Вездеходы АРГО	14,95	14,45	12,08	13,83
9	Дивавин и Компания	1,87	4,45	1,71	2,67
10	Компания Электростарт	1,97	0,98	1,06	1,34
11	Автокомплект-запчасть	1,14	1,07	0,81	1,00
12	Авто-Прогноз	1,26	4,99	4,30	3,52
13	МЕГАТЕКСТ-ТРЕЙДИНГ	5,31	3,29	2,06	3,55
14	РАДИАТОР	4,41	4,64	6,53	5,20
15	Регата-Н	0,36	0,74	2,04	1,05

**Таблица 3.** Сводный интервал рентабельности сопоставимых компаний за период 2008–2010 гг.

Показатель интервала	Значение, %
Максимальное значение	14,95
Верхний лимит	5,19
Медиана	3,31
Нижний лимит	1,20
Минимальное значение	0,14

Наконец, после получения интервала рыночной рентабельности необходимо проанализировать фактический уровень рентабельности компании X в сделках с материнской компанией. Расчет этого показателя был произведен на основе данных из отчета о прибылях и убытках компании X за тот год, в котором совершались анализируемые сделки,



т.е. 2011 г. Поскольку сделки происходили по различным категориям продукции, для целей анализа были выбраны лишь наиболее существенные с точки зрения прибыли сделки по продаже мотоциклов (как основного продукта), снегоходов, вездеходов, подвесных моторов, а также водных мотоциклов.

Полученные результаты рентабельности продаж компании X представлены в табл. 4.

Можно заметить, что по таким категориям товаров, как мотоциклы, снегоходы и подвесные моторы, рентабельность продаж колеблется в интервале 0,55–1,07%, в то время как исходя из интервала рыночной рентабельности рентабельность по независимым сопоставимым компаниям составляет 1,20–5,19%.

Отсюда можно сделать вывод, что компания X, скорее всего, устанавливает трансфертные цены с материнской компанией таким образом, что наибольшая прибыль отражается у головной компании. В результате подобных действий уменьшается налогооблагаемая база по налогу на прибыль в России, и компания сокращает величину налоговых платежей.

Однако согласно новому законодательству в области трансфертного ценообразования в тех случаях, когда рентабельность по контролируемой сделке оказывается меньше минимального лимита интервала рыночных цен, для целей налогообложения должно учитываться минимальное значение рыночного интервала рентабельности [14]. Таким образом, компания будет вынуждена сделать корректировки величины налогооблагаемой прибыли с учетом полученного интервала цен по сопоставимым компаниям, что в данном случае составляет 1,20%.

В отношении таких товаров, как вездеходы и мотоциклы, показатели рентабельности сделок по которым попадают в интервал рыночных цен, корректировки проводиться не будут, поскольку цена, примененная в данных транзакциях, соответствует уровню цен, сложившемуся на рынке производства рекреационной техники.

Результатом проведенных корректировок может служить измененная величина прибыли для целей налогообложения и, как следствие, величина налога на прибыль, который должен быть уплачен в бюджет РФ. Если бы компания X осуществляла выплаты по данному налогу в рамках тех условий, которые были установлены первоначально в сделках с материнской компанией, суммарный налог на прибыль составил бы 11198810,00 руб., в то время как после корректировок было установлено, что фактически должно быть уплачено 18408001,87 руб. Сле-

**Таблица 4.** Расчет налога на прибыль по анализируемой компании с учетом корректировок показателей рентабельности соответствия с рыночным уровнем

Данные из отчета о прибылях и убытках за 2011 г.	Виды импортируемой продукции				
	Мотоциклы	Снегоходы	Вездеходы	Подвесные моторы	Водные мотоциклы
Выручка, руб.	4 697 680 000	2 954 270 000	5 084 840	18 050 780	2 853 850
Себестоимость реализованной продукции, руб.	4 098 650 000	2 726 452 000	4 085 030	15 982 350	2 430 030
Итого валовая прибыль, руб.	599 030 000	227 818 000	999 810	2 068 430	423 820
Торговые, коммерческие и административные расходы, руб.	559 790 000	211 611 000	761 420	1 874 570	309 020
Итого операционная прибыль, руб.	39 240 000	16 207 000	238 390	193 860	114 800
Показатель рентабельности продаж, %	0,84	0,55	4,69	1,07	4,02
Величина уплаченного налога на прибыль, руб.	7 848 000	3 241 400	47 678	38 772	22 960
Показатель рыночной рентабельности, %	1,20	1,20		1,20	
Скорректированная прибыль для целей налогообложения, руб.	56 372 160	35 451 240		216 609,36	
Скорректированная величина уплаченного налога на прибыль, руб.	11 274 432	7 090 248		43 321,87	
Величина доплаты по налогу на прибыль в бюджет, руб.	3 426 432	3 848 848		4 549,87	
Итого по налогу на прибыль (без учета корректировок), руб.	11 198 810,00				
Итого по налогу на прибыль (с учетом корректировок), руб.	18 408 001,87				

довательно, потенциальные потери бюджета Российской Федерации по статье налоговых поступлений по налогу на прибыль составили бы 7209191,87 руб. Однако теперь, с принятием нового законодательства с области трансфертного ценообразования, манипуляции с трансфертными ценами будут ограничены, и, как показало проведенное исследование, на основе проводимых корректировок будут сокращены возможные налоговые потери государства.

## **Заключение**

В рамках данной работы было продемонстрировано, что внимание к трансфертному ценообразованию со стороны налоговых органов объясняется прежде всего фискальным значением контроля над ценами в рамках сделок между зависимыми лицами как потенциального источника существенных налоговых поступлений в бюджет. В условиях восстановления после недавнего экономического кризиса, когда дефицит бюджета достигает существенных значений, государство вынуждено искать источники поступлений в бюджет, важнейшим из которых, безусловно, являются налоги.

Вместе с тем на основе анализа литературы, посвященной причинам использования компаниями трансфертных цен, был сформулирован перечень стратегических целей, достижению которых способствует применение механизма трансфертных цен с позиции корпораций. Этот список включает внутренние управленческие, операционные и налоговые цели. Таким образом, значимость трансфертного ценообразования для компаний обусловлена стремлением эффективного контроля как над внутренней, так и над внешней деятельностью.

Поскольку основной целью работы было изучение нового российского законодательства в области трансфертного ценообразования, вступившего в силу с 1 января 2012 г., и его влияния на развитие предпринимательства в России, а также содействия налоговым органам с точки зрения увеличения налоговых поступлений, необходимо подвести итог полученным результатам.

В ходе исследования было выявлено, что новое законодательство в области трансфертного ценообразования даст импульс повышению конкурентоспособности российских компаний на зарубежных рынках. Данное утверждение обусловлено тем, что принятые правила во многом опираются на Рекомендации ОЭСР по трансфертному ценообразованию, которые служат базой для законодательств в сфере регу-

лирования трансфертных цен во многих странах, а значит, осуществляя свою деятельность в соответствии с новым принципами, российские компании будут испытывать меньшие трудности при расширении ее масштабов на территории других стран.

Помимо этого, принимая международные принципы в области налогообложения, мы создаем благоприятный инвестиционный климат, обеспечивая приток капитала со стороны западных инвесторов, и, как следствие, увеличиваем собственную значимость на мировой экономической арене. Поскольку на протяжении последних лет наша страна демонстрирует стремление интегрироваться в мировую экономику, подобное следствие принятия закона, безусловно, будет являться существенным плюсом.

Наконец, еще один вопрос, ставившийся в рамках исследования, касался перспективы влияния принятого закона в области трансфертного ценообразования на расширение и увеличение налогооблагаемой базы с позиции государства. Для ответа на этот вопрос был проведен практический анализ последствий применения новых законодательных норм к налогооблагаемой базе реальной российской компании, функционирующей в индустрии производства и продажи рекреационных транспортных средств. Согласно результатам исследования по трем из пяти категорий продукции значения показателей рентабельности были занижены по сравнению с уровнем рыночной рентабельности. Исходя из этого были внесены соответствующие корректировки, прописанные в законе в целях приведения рентабельности к рыночному уровню. Наконец, проведение данных процедур позволило установить, что вследствие манипулирования трансфертными ценами, компания сократила величину уплачиваемого налога на прибыль на 7209191,87 руб. Безусловно, в масштабах налоговых поступлений государства указанная сумма не является существенной величиной, однако на базе исследования удалось продемонстрировать тенденцию увеличения уплачиваемых компаниями налогов в рамках исполнения нового закона.

## Источники

1. *Белых В.С.* Трансфертное ценообразование: современное состояние, проблемы и предложения по совершенствованию // *Налоги*. 2011. № 2. С. 1–9.
2. *Ветер Е., Джонсон А.* Закон о трансфертном ценообразовании: краткий обзор // *Налоговый вестник*. 2011. № 9. С. 1–7.

3. *Голишевский В.И.* Методы трансфертного ценообразования: ОЭСР рекомендует // Налоговая политика и практика. 2011. № 9. С. 1–7.
4. *Голишевский В.И., Кизимов А.С.* Международные принципы регулирования трансфертного ценообразования // Финансы. 2011. № 7. С. 1–6.
5. *Григорьева Т.И.* Финансовый анализ для менеджеров. М.: Бизнес-Элаймент, 2008.
6. Deloitte. Судебная практика по вопросам трансфертного ценообразования. Информационный обзор. 2009. URL: [http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Russia/Local%20Assets/Documents/for%20web\(1\).pdf](http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Russia/Local%20Assets/Documents/for%20web(1).pdf)
7. *Корабельников А., Николаева Е.* Трансфертное ценообразование: новые возможности и угрозы // Управленческий учет и финансы. 2012. № 1. С. 62–69.
8. *Леметюйнен И.С.* Краткий обзор изменений в российские правила трансфертного ценообразования: плюсы и минусы глобализации // Ремедиум. 2011. № 4. С. 1–4.
9. Министерство финансов Российской Федерации. Отчет об основных результатах и направлениях бюджетной политики на 2012 год и период до 2014 года. Москва. Декабрь 2011 года. URL: <http://www1.minfin.ru/ru/budget/policy/>
10. Министерство финансов Российской Федерации. Письмо от № 03-02-07/1-161 «О контроле над процентными ставками». 22 июня 2006 г.
11. Министерство финансов Российской Федерации. Письмо от 14 марта 2007 г. № 03-02-07/2-44 «О квалификации операций по предоставлению займов на безвозмездной основе и применении ст. 40 НК РФ при проверке налоговыми органами правильности применения цен по договорам займа и кредита для целей исчисления налога на прибыль».
12. Министерство финансов Российской Федерации. Предварительная оценка исполнения федерального бюджета за январь-февраль 2012 года. Пресс-релиз. 13.03.12. URL: [http://minfin.ru/ru/press/press\\_releases/index.php?id4=15806](http://minfin.ru/ru/press/press_releases/index.php?id4=15806)
13. Министерство финансов Российской Федерации. Приказ от 13 ноября 2007 г. № 108 «Об утверждении перечня государств и территорий, предоставляющих льготный режим налогообложения и (или) не предусматривающих раскрытия и предоставления информации при проведении финансовых операций». URL: <http://www.consultant.ru/online/base/?req=doc;base=LAW;n=85410>
14. Налоговый кодекс Российской Федерации по состоянию на 20 января 2012 г.
15. Постановление Президиума Высшего Арбитражного Суда от 19 ноября 2002 г. № 1369/01.
16. Постановление Президиума Высшего Арбитражного Суда от 18 января 2005 г. № 11583/04.

17. Постановление Федерального Арбитражного Суда Волго-Вятского округа от 13 ноября 2007 г. № А82-25/2007-20.

18. Постановление Федерального Арбитражного Суда Дальневосточного округа от 18 октября 2007 г. № Ф03-А04/07-2/4037.

19. Постановление Федерального Арбитражного Суда Северо-Кавказского округа от 16 октября 2007 г. № Ф08-6392/2007-2363А.

20. Постановление Федерального Арбитражного Суда Северо-Кавказского округа от 18 октября 2007 г. № Ф08-6441/2007-2547А.

21. Price Waterhouse Coopers. Семинар «Трансфертное ценообразование и определение таможенной стоимости». 24.06.11. URL: [http://www.pwc.ru/en\\_RU/ru/events/2011/assets/tp-spb/TP-seminar-tax.pdf](http://www.pwc.ru/en_RU/ru/events/2011/assets/tp-spb/TP-seminar-tax.pdf)

22. *Стройкова С.Ю., Леметюйнен И.С.* Цены под контролем: the present and the future // Консультант. 2009. № 19. С. 1–9.

23. *Тафинцева Д.Ю.* Система консолидированного налогообложения холдинговых компаний. Дис. ... канд. экон. наук. РЭА им. Г.В. Плеханова. 2011.

24. Федеральная налоговая служба. Отчет о поступлении администрируемых ФНС России доходов в консолидированный бюджет Российской Федерации в 2011 году. 01.03.2012. URL: [http://nalog.ru/nal\\_statistik/statistic/budjet/](http://nalog.ru/nal_statistik/statistic/budjet/)

25. Федеральный закон от 18 июля 2011 г. № 227-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации в связи с совершенствованием принципов определения цен для целей налогообложения».

26. *Хаменушко И.В., Завьялова Ю.Н.* Налоговый контроль над трансфертными ценами // Налоговый вестник. 2005. № 4. С. 11–30.

27. Эрнст энд Янг. В России в третьем чтении принят закон о трансфертном ценообразовании // Информационный бюллетень от 08.08.11. URL: [http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/Russian-alert-TP-2011-07-07/\\$FILE/Russian-alert-TP-2011-07-07.pdf](http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/Russian-alert-TP-2011-07-07/$FILE/Russian-alert-TP-2011-07-07.pdf)

28. *Ackelsberg R., Yuki G.* Negotiated Transfer Pricing and Conflict Resolution in Organizations // Decision Sciences. 1979. No. 10. P. 387–398.

29. *Burton R., Obel B.* The Efficiency of the Price, Budget, and Mixed Approaches Under Varying a Priori Information Levels for Decentralized Planning // Management Science. 1980. Vol. 26. No. 4. P. 401–417.

30. *Cravens K.* Examining The Role of Transfer Pricing as a Strategy for Multinational Firms // International Business Review. 1997. Vol. 6. No. 2. P. 127–145.

31. *Cyert R., March J.* A Behavioral Theory of the Firm, in Swieringa and Waterhouse, Organizational Views of Transfer Pricing // Accounting, Organizations and Society. 1982. Vol. 7. No. 2. P. 149–165.

32. Deloitte. Russian President Signs Transfer Pricing Legislation into Law, 28 July 2011. URL: [http://www.deloitte.com/assets/Dcom-lobal/Local%20Assets/Documents/Tax/Alerts/transfer-pricing/dtt\\_tax\\_tpalert\\_2011-015\\_280711.pdf](http://www.deloitte.com/assets/Dcom-lobal/Local%20Assets/Documents/Tax/Alerts/transfer-pricing/dtt_tax_tpalert_2011-015_280711.pdf)

33. *Eccles R.* Control with Fairness in Transfer Pricing // Harvard Business Review. 1983. Nov.-Dec. P. 149–161.
34. Ernst&Young. Global Transfer Pricing Surveys. 2006. URL: [http://www.ey.com/Global/download.nsf/International/Tax\\_Global\\_Transfer\\_Pricing\\_Survey\\_Part\\_3/\\$file/EY\\_GlobalTPSurvey3\\_Sep2006.pdf](http://www.ey.com/Global/download.nsf/International/Tax_Global_Transfer_Pricing_Survey_Part_3/$file/EY_GlobalTPSurvey3_Sep2006.pdf)
35. Ernst&Young. Global Transfer Pricing Survey. 2010. URL: <http://www.ey.com/GL/en/Services/Tax/International-Tax/2010-Global-Transfer-Pricing-Survey---1--Transfer-pricing-as--absolutely-critical>
36. *Gould J.R.* Economic Price Determination // Journal of Business. 1964. Jan. P. 61–67.
37. *Harris M., Kriebel C., Raviv A.* Asymmetric Information, Incentives and Intra-firm Resource Allocation // Management Science. 1982. June. P. 604–620.
38. *Hirshleifer J.* On the Economics of Transfer Pricing // The Journal of Business. 1956. No. 29. P. 172–184.
39. *Myers J.K., Collins M.K.* An Historical Review of Transfer Pricing Theories: Addressing Goal Congruence within the Organization // Proceedings of ASBBS. 2011. Vol. 18. P. 1–13.
40. *Kanodia C.* Risk Sharing and Transfer Price Systems under Uncertainty // Journal of Accounting Research. 1979. Spring. P. 74–98.
41. *Kaplan R.* Measuring Manufacturing Performance: A New Challenge for Managerial Accounting Research // The Accounting Review. 1983. Oct. P. 686–705.
42. Organisation for Economic Co-operation and Development. Glossary of Statistical Terms. 2001. URL: <http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=2757>
43. Organisation for Economic Co-operation and Development. Transfer Pricing Guidelines for Multinational Enterprises and Tax Administrations. Geneva. 2010.
44. PricewaterhouseCoopers. International Transfer Pricing. 2011. URL: [http://www.pwc.com/en\\_GX/gx/international-transfer-pricing/assets/itp-2011.pdf](http://www.pwc.com/en_GX/gx/international-transfer-pricing/assets/itp-2011.pdf)
45. *Sikka P., Willmott H.* The Dark Side of Transfer Pricing: Its Role in Tax Avoidance and Wealth Retentiveness // Centre for Global Accountability of University of Essex. 2010. URL: [http://www.essex.ac.uk/ebs/research/working\\_papers/WP2010-1%20-%20PSikka%20Transfer%20Pricing%20Paper.pdf](http://www.essex.ac.uk/ebs/research/working_papers/WP2010-1%20-%20PSikka%20Transfer%20Pricing%20Paper.pdf)
46. *Spicer B.H.* Towards an Organizational Theory of the Transfer Pricing Process // Accounting, Organization and Society. 1988. 13. No. 3. P. 303–321.
47. *Swieringa R.J., Waterhouse J.M.* Organizational Views on Transfer Pricing // Accounting, Organizations and Society. 1982. Vol. 7. No. 2. P. 233–261.
48. *Watson D.J.H., Baumler J.V.* Transfer Pricing: A Behavioral Context // The Accounting Review. 1975. Vol. 50. No. 3. P. 466–474.

**М.С. Дедова**  
Научный  
руководитель —  
И.Г. Поспелов  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Исследование репрезентативности показателей ликвидных активов банковской системы на месячных данных

---

**В работе представлен анализ российского банковского сектора на основе агрегированной финансовой отчетности. Проведено разделение всех банковских инструментов (активов и пассивов) по частоте обращения, и выделены группы, для которых наиболее важен анализ внутримесячных оборотов в дополнение к анализу остатков по счетам на конец периода. Построена теоретическая и эмпирическая модели поведения наиболее ликвидных инструментов. Исследованы причины расслоения банковского баланса и природа показателя замкнутости банковской системы.**

## Введение

События последнего финансового кризиса продемонстрировали, что банки не только являются финансовыми посредниками, но и оказывают непосредственное влияние на функционирование экономики в целом. Тем не менее в большинстве случаев исследование банковской системы касается только одной стороны деятельности: взаимодействия банков с клиентами [11], причин и последствий финансового кризиса [8], мультипликативного эффекта для экономики [2] и др. Естественно, возникает вопрос о возможности агрегированного описания макроэкономического агента «банк». В рамках настоящего исследования такой анализ проводится на основе статистики по итоговым данным («запасы») и данным по оборотам («потoki»).

Кроме того, внезапные изменения экономической конъюнктуры наиболее сильное воздействие оказывают прежде всего на ликвидные средства финансового сектора. В качестве иллюстрации можно привести и «набег на банки» в случае неясной перспективы завтрашнего



дня, и «кризис ликвидности», без которого не обходится практически ни один финансовый коллапс. Разумно предположить, что ликвидные средства являются не только «жертвой» кризисных явлений, но и их индикатором.

Цель данной работы — исследование поведения и состояния агрегированного банка во взаимодействии с остальными экономическими агентами на основании анализа, моделирования и оценки его ликвидных средств. Первая часть работы посвящена анализу и описанию статистических данных. Во второй будут представлены результаты оценки регрессионных зависимостей между агрегатами. В третьей — исследуются особенности балансов ликвидных агрегатов.

### **Подходы к описанию банковской системы**

В статье используется подход к представлению статистики банковской системы, предложенный в работе [1]. Авторы исследовали банковскую систему России на основании месячных данных по балансовым счетам второго порядка, агрегированных по основным макроэкономическим агентам:

- кредитные коммерческие организации-резиденты (банки);
- Центральный банк;
- государственные и некоммерческие организации;
- физические лица (домохозяйства);
- нерезиденты.

У подхода с точки зрения бухгалтерской отчетности есть свои преимущества, в частности, он позволяет определить, за счет каких агентов и взаимодействий в единой системе может возникать избыток или недостаток денег. Сопоставление счетов и макроэкономической ситуации дает возможность выявить правильную взаимосвязь между причинами и внешними проявлениями.

Важным результатом работы [1] является формирование модели, описывающей процессы, которые протекают в банковской сфере. Сочетая эмпирический анализ конкретной экономической ситуации и динамические уравнения балансов, авторы выявили функциональную форму поведения некоторых банковских агрегатов. В их числе — показатель замкнутости банковской системы и депозитов коммерческих банков в ЦБ, чья динамика лучше всего описывается построенной моделью.

Для целей данного исследования также интересны выводы авторов, касающиеся потребности банка в ликвидности. Изначальное предположение состояло в том, что ликвидные активы требуются в случаях выдачи кредитов и возврата депозитов, но эмпирическая проверка на российских данных выявила, что

$$\Delta W(t) = -1,089 W(t-1) + 5,766 \beta_s(t) S(t), \quad (1)$$

где  $W(t)$  — потребность банка в ликвидности;  
 $\beta_s(t)$  — средняя величина срока выдачи депозита;  
 $S(t)$  — объем депозитов.

Однако поскольку особенностью ликвидных активов является возможность их частой оборачиваемости, то, вероятно, использование итоговых показателей за месяц не дает достаточно подробной и точной картины происходящего на данном рынке, а в поведении наблюдаются тенденции, сходные с наблюдаемыми на фондовом рынке.

С этой точки зрения интересной является статья М. Брюннермейера и Л. Педерсена [8]. Авторы предлагают модель, описывающую поведение дилера на рынке ценных бумаг. Изначально существуют две группы агентов-потребителей, одна из которых нуждается в ликвидности, а вторая готова ее предложить, но спустя некоторый промежуток времени. Дилер является посредником, удовлетворяющим потребность в ликвидности в момент ее возникновения, однако для этого ему нужен определенный запас капитала. Далее авторы показывают, что на таком рынке будет существовать равновесие, но в случае внезапных шоков оно может сдвигаться в сторону более или менее ликвидного. В качестве интересных выводов можно отметить, что феномен бегства к ликвидности, описанный М. Брюннермейером и Л. Педерсеном для рынка ценных бумаг, аналогичен банковскому феномену, когда в ситуации неуверенности в благосостоянии банка агенты предпочитают более короткие деньги, сопряженные с меньшей долей риска.

Рассматривая ликвидность на финансовых рынках, также можно отметить статью Х. Шейнкмана и Вей Сюн [10]. Авторы анализируют причины возникновения пузырей, а как следствие, кризисных явлений в экономике. Для этих целей они анализируют существующие теории, рассматривая как рациональных, так и нерациональных агентов, и приходят к выводу, что пузыри возможны в обоих случаях, поскольку фундаментальная стоимость актива является ненаблюдае-

мой, а агенты ориентируются на некоторую оценку. Выигрыш возможен в случае увеличения риска по мере увеличения рыночной цены актива.

## **1. Анализ данных**

### **1.1. Описание данных**

Исследование посвящено изучению взаимодействия банковского сектора России с домохозяйствами, фирмами, государством и нерезидентами, а также внутренних финансовых потоков между коммерческими банками и между коммерческими и Центральным банком на основании анализа оборотных ведомостей. Отличительная черта данной работы состоит в использовании статистики оборотов, а не статистики остатков, как в статье [1]. В качестве исходной модели взято распределение взаимодействия указанных агентов по агрегатам, представленное в работе [1].

В соответствии с требованием ЦБ [6] коммерческие банки обязаны ежемесячно раскрывать информацию по счетам второго порядка не только об остатках на конец периода, но и об оборотах за период. Таким образом, регулярно публикуемая Центральным банком форма 101 является обобщенным представлением бухгалтерской отчетности банковской системы России, детализированным по конкретным банкам и открытым счетам.

Были исследованы агрегированные данные расширенной оборотной ведомости по форме 101 за период с 01.02.2007 по 01.09.2011 для показателей, приведенных в табл. 1.

Итоговая база данных представляет собой 56 наблюдений по 36 агрегатам, в которые согласно содержательному смыслу были сгруппированы балансовые счета второго порядка (табл. 1). Для агрегирования использовались данные по российским банкам, имеющим лицензию и предоставляющим отчетность в ЦБ. Поскольку наибольший интерес с точки зрения темы представляют собой ликвидные активы банковской системы, то согласно инструкции ЦБ [5] можно выделить два типа ликвидности: мгновенная (период 1 день) и текущая (период 1 месяц). К сожалению, данные не предоставляют возможности для выделения агрегатов, ликвидных на временном горизонте — 1 день, поэтому в исследовании речь пойдет о текущей ликвидности.

**Таблица 1.** Показатели, используемые для анализа деятельности банковской системы

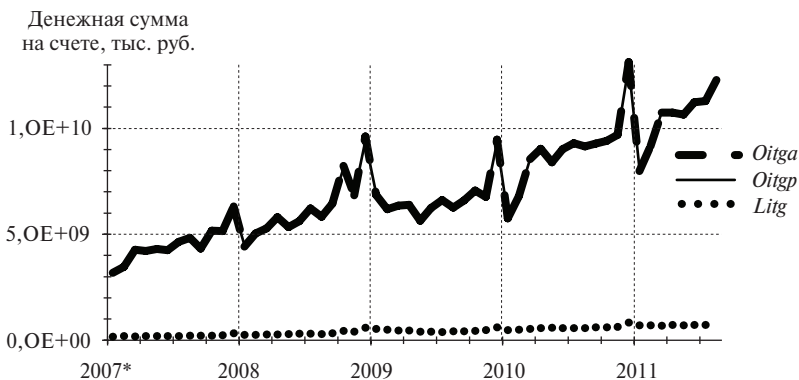
ORA	Обороты за отчетный период по дебету (активу) «в рублях», тыс. руб.
OVA	Обороты за отчетный период по дебету (активу) «ин. вал., драг. металлы», тыс. руб.
OITGA	Обороты за отчетный период по дебету (активу) «итого», тыс. руб.; счета Депо, шт.
ORP	Обороты за отчетный период по кредиту (пассиву) «в рублях», тыс. руб.
OVP	Обороты за отчетный период по кредиту (пассиву) «ин. вал., драг. металлы», тыс. руб.
OITGP	Обороты за отчетный период по кредиту (пассиву) «итого», тыс. руб.; счета Депо, шт.
IR	Исходящие остатки «в рублях», тыс. руб.
IV	Исходящие остатки «ин. вал., драг. металлы», тыс. руб.
ITG	Исходящие остатки «итого», тыс. руб.; счета Депо, шт.

## 1.2. Классификация агрегатов по степени ликвидности

Для первичного представления о структуре активов достаточно визуального анализа. Среди графиков, приведенных в приложении 1, можно выделить две разные группы, в которых: (1) величина оборотов в каждом месяце заведомо превышает величину итогов на конец месяца (рис. 1) и (2) величина итогов оказывается заведомо большей (рис. 2). Кроме того, остается несколько агрегатов (например, рис. 3), которые нельзя однозначно отнести ни к первой, ни ко второй группе.

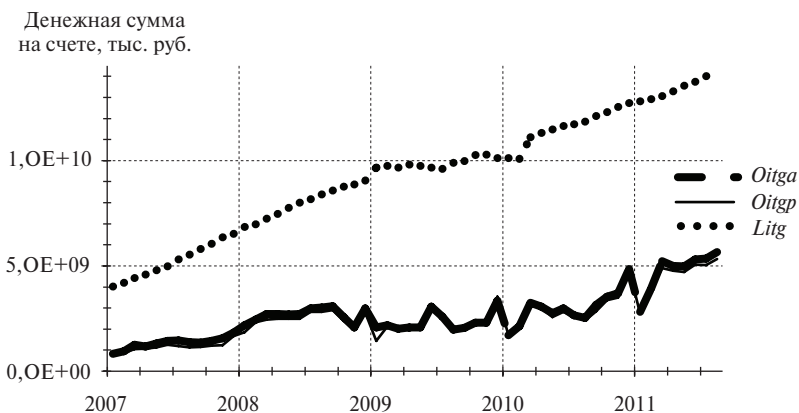
Поведение, отраженное на рис. 1, характеризует счета, по которым сделки совершаются существенно чаще, чем раз в месяц, но суммы этих сделок сопоставимы или превышают итоговый остаток. Поскольку такая динамика показывает возможность реализовать актив в течение 30 дней, логично считать такие активы высокочастотными (ликвидными).

Таким образом, 36 агрегатов можно разбить на три группы: высокочастотные, низкочастотные и промежуточные.

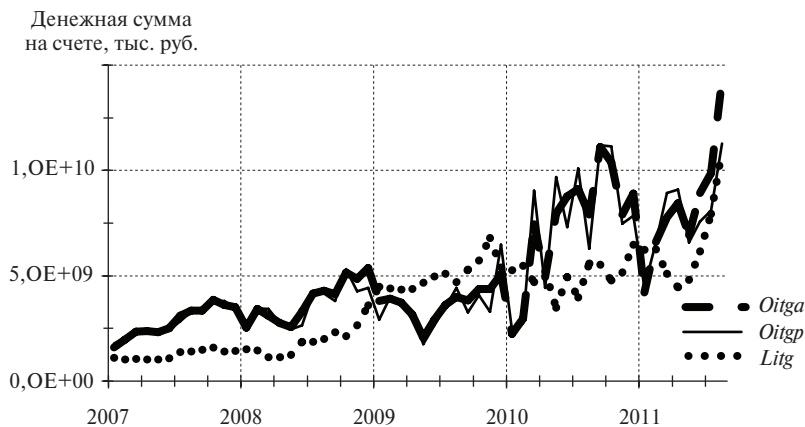


\* На рис. 1–3 и 5–11 отражены данные на февраль соответствующих годов.

**Рис. 1.** Рублевая касса (W)



**Рис. 2.** Срочные кредиты фирмам (La)



**Рис. 3.** Наличная валюта, драгметаллы, чеки и т.п. (V)

**Таблица 2.** Распределение агрегатов по типам взаимодействий и агентам

Тип взаимодействия	Обозначение	Тип*	Группа**	Наименование агрегата
	W	A	2	Рублевая касса
	V	A	1	Наличная валюта, драгметаллы, чеки и т.п.
Расчеты с ЦБ	Nc	П	2	Корреспондентские счета ЦБ в банках
	Kc	A	2	Корреспондентские счета в ЦБ
	Dc	П	1	Краткосрочные займы у ЦБ под учетную ставку
	Lc	A	1	Срочные кредиты ЦБ (депозиты ЦБ)
	Or	A	1	Обязательные резервы в ЦБ
Корреспондентские счета	Kb	A	2	Актив по корреспондентским счетам с банками-резидентами
	Kf	A	2	Актив по расчетным и корреспондентским счетам с нерезидентами всех видов
	Kg	A	1	Актив по корреспондентским счетам с государственными структурами

Тип взаимодействия	Обозначение	Тип*	Группа**	Наименование агрегата
	Ka	A	1	Актив по корреспондентским счетам с фирмами
	Kh	A	0	Актив по корреспондентским счетам с населением
Текущие счета	Nf	П	2	Пассив по расчетным и корреспондентским счетам с нерезидентами всех видов
	Ng	П	2	Расчетные счета некоммерческих организаций
	Na	П	2	Расчетные счета коммерческих организаций, кроме банков
	Nb	П	2	Пассив по корреспондентским счетам с банками-резидентами
	Nh	П	2	Бессрочные депозиты населения
Кредиты	Lb	A	2	МБК (актив)
	Lf	A	2	Срочные кредиты нерезидентам
	Lg	A	1	Срочные кредиты государственными структурам
	La	A	0	Срочные кредиты фирмам
	Lh	A	0	Срочные кредиты населения
	L	A	2	Срочные кредиты (адресат не определен)
Депозиты	Db	П	2	МБК (пассив)
	Df	П	0	Срочные депозиты нерезидентов
	Dg	П	1	Срочные депозиты государственных структур
	Da	П	1	Срочные депозиты фирм
	Dh	П	0	Срочные депозиты населения
Ценные бумаги	S	A	1	Ценные бумаги на балансе (актив)
	Z	П	0	Ценные бумаги на балансе (пассив)

Тип взаимодействия	Обозначение	Тип*	Группа**	Наименование агрегата
	A	П	0	Акционерный капитал (пассив)
	Вl	A	1	Векселя на балансе (актив)
	R	П	0	Резервы на возможные потери
	O	П	2	Нераспределенная прибыль и уставной фонд (пассив)
	M	A	0	Материальные активы
	Pb	A	1	Просроченные проценты

\* A — активные; П — пассивные агрегаты.

\*\* 0 — низкочастотные; 1 — промежуточные; 2 — высокочастотные агрегаты.

Имеет смысл более подробно рассмотреть особенности поведения этих агрегатов. Для этого мы проводим статистический анализ отношения:

$$\mu = \frac{\text{Обороты за период по агрегату}}{\text{Остаток на конец периода по агрегату}}. \quad (2)$$

Для этих целей была построена таблица (отдельно для оборотов по активу и оборотов по пассиву)<sup>1</sup>.

**Таблица 3.** Статистика активных оборотов для  $\mu$

	Максимум	Минимум	Среднее	Группа*	Волатильность
M	0,15	0,02	0,04	0	0,56
A	0,49	0,00	0,05	0	1,30
Og	0,49	0,01	0,09	1	1,05
Lh	0,14	0,04	0,09	0	0,27
Dh	0,28	0,11	0,16	0	0,18
Kh	0,30	0,10	0,17	0	0,36
R	0,58	0,09	0,23	0	0,39

<sup>1</sup> Агрегат Nc был исключен из рассмотрения. Операции с ним носят эпизодический характер и остатки за большинство периодов равны нулю, поэтому рассчитать для него отношение  $\mu$  не представляется возможным.



	Максимум	Минимум	Среднее	Группа*	Волатильность
Kg	4,80	0,00	0,26	1	2,78
La	0,40	0,17	0,28	0	0,22
Dg	2,43	0,10	0,35	1	1,02
Z	0,59	0,18	0,36	0	0,26
Df	0,73	0,11	0,37	0	0,41
Pb	2,73	0,12	0,51	1	0,92
Bl	2,22	0,34	0,78	1	0,46
Ka	4,40	0,30	1,13	1	0,77
S	2,67	0,58	1,40	1	0,39
Lg	9,47	0,26	1,44	1	1,01
V	2,73	0,43	1,60	1	0,42
Nh	2,31	1,21	1,61	2	0,13
Da	2,44	0,97	1,64	1	0,23
Dc	104,76	0,06	2,35	1	5,93
Ng	12,05	1,00	3,24	2	0,75
Kb	5,67	2,47	3,48	2	0,19
L	11,11	1,33	3,49	2	0,55
Lf	6,50	1,99	3,99	2	0,28
Nb	7,38	2,49	4,03	2	0,26
Db	9,13	2,43	4,83	2	0,33
Lb	9,35	4,39	6,40	2	0,16
Lc	101,17	1,12	8,95	1	1,73
Na	23,83	10,67	15,77	2	0,20
W	23,66	11,48	17,01	2	0,18
O	86,79	3,07	21,10	2	1,14
Nf	77,01	11,93	41,82	2	0,31
Kc	118,60	14,03	57,70	2	0,34
Kf	126,62	27,34	61,13	2	0,46

\* 0 — низкочастотные; 1 — промежуточные; 2 — высокочастотные агрегаты.

Исследование обоих типов оборотов важно, поскольку динамика пассивов может отличаться от динамики активов, однако принципиальной разницы в выделении групп и построении статистических агрегатов нет, поэтому здесь будет приведено подробное описание только соотношения для оборотов по активу, а далее его результаты будут применены к совокупному анализу каждого агрегата по обоим параметрам. (Приложения 2 и 3 содержат анализ оборотов по пассиву.)

В качестве статистических критериев были выбраны максимальное, минимальное и среднее значения для каждого агрегата за весь период наблюдения, кроме того, было рассчитано стандартное отклонение и волатильность как отношение стандартного отклонения к среднему. 35 агрегатов были отсортированы на основании среднего значения показателя  $\mu$  за период наблюдения.

Численный анализ позволяет увидеть, что группа высокочастотных активов явно неоднородна. Ее можно разбить на подгруппы, что приведет к объединению в группы агрегатов, имеющих сходные черты в поведении. Разбиение обусловлено несколькими логическими соображениями:

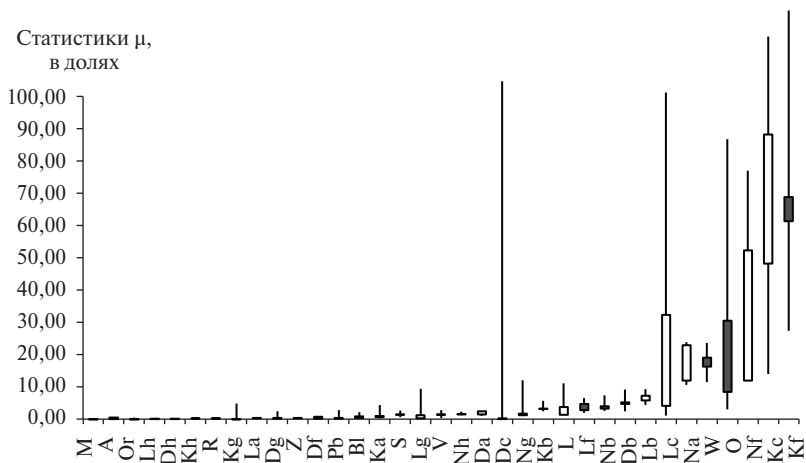
- 1) если обороты за период меньше итогов, то актив не является высокочастотным;
- 2)  $Ng$  (как демонстрирует табл. 3) отделяет группу активов, существенно отличающихся по поведению (рис. 4 и приложение 3);
- 3) длина интервала в соответствии с требованиями статистического анализа увеличивается по мере увеличения среднего значения на этом интервале (табл. 4).

**Таблица 4.** Классификация характеристик агрегатов

Интервал $\mu$	Тип характеристики
[0; 1)	Низкая частота
[1; 3)	Слабая ликвидность
[3; $\max(Ng)$ )*	Ликвидность
[ $\max(Ng)$ ; $+\infty$ )	Высокая ликвидность

\*  $\max(Ng) \approx 12$  — максимальное значение  $\mu$  для агрегата  $Ng$ .

Таблица 3 дает наглядную иллюстрацию того, что визуальная классификация на три группы является в целом верной, однако ее можно уточнить. Пусть к слаболиквидным активам относятся все агрегаты,



**Рис. 4.** Обороты по активу

для которых среднее значение  $\mu$  (по активу или по пассиву) попадает в соответствующую группу, а остальные показатели не отклоняются сильнее, чем в соседние группы. Аналогичным образом выделим группы ликвидных и высоколиквидных активов. Получим соответствующую классификацию агрегатов (табл. 5).

**Таблица 5.** Классификация агрегатов

Тип агрегата	Список агрегатов
Слаболиквидные	Da, Ka, Lg, Nh, S, V
Ликвидные	Db, Kb, L, Lb, Lf, Nb
Высоколиквидные	Kc, Kf, Na, Nf, O, W

При этом нужно отметить, что слаболиквидные активы могут быть отнесены к промежуточным, поскольку их минимальное значение  $\mu$  является низкочастотным, к ним же можно отнести и активы Ng, и Lc, так как все их показатели не сосредоточены в группах вокруг среднего и содержат низкочастотные значения  $\mu$ . Поэтому при дальнейшем исследовании мы сосредоточимся на двух основных группах – «ликвидные» и «высоколиквидные».

## 2. Моделирование ликвидности

### 2.1. Дополнительные возможности моделирования с использованием статистики по оборотам

В предыдущем разделе было наглядно с использованием графического и статистического анализа продемонстрировано, что выявление взаимосвязей только на основании ежемесячных остатков по счетам, без учета оборотов может быть несостоятельным и не отражающим истинной зависимости. В связи с этим далее предложим теоретическую модель, определяющую границы адекватного применения обособленных итогов по счетам.

Рассмотрим процесс  $x_t \sim I(1)$ , т.е. интегрированный первого порядка. Это означает, что его можно записать в виде:

$$x_t = x_{(t-1)} + \left( c + \sum_{i=1}^p a_i \Delta^d x_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \right),$$

где коэффициенты  $a_i$  и  $b_j$  подобраны так, чтобы математическое ожидание, дисперсия и автокорреляционная функция части в скобках не зависели от времени, а  $c$ ,  $d$ ,  $p$  и  $q$  — произвольные константы, определяющие значения математических статистик процесса. Тогда можно рассмотреть его первую разность, причем получившийся процесс будет стационарен:  $\Delta x_t \sim I(0)$ . Предположим также, что изменение процесса  $x_t$  можно разложить на положительную и отрицательную составляющие таким образом, что:

$$\begin{cases} \Delta x_t = d^+ x_t - d^- x_t \sim I(0), & (3.1) \\ d^+ x_t \sim I(1), & (3.2) \\ d^- x_t \sim I(1). & (3.3) \end{cases}$$

где  $d^+ x_t$  и  $d^- x_t$  — увеличение и уменьшение  $x_t$ , составляющие его изменение за определенный период времени. Полагая, что задачей исследования процесса  $x_t$  является нахождение модели, отражающей его истинную природу поведения, рассмотрим два случая.

*Случай 1.* Существуют два набора факторов  $\bar{y}_t^1, \bar{y}_t^2 \sim I(1)$ , определяющих поведение положительной и отрицательной составляющих в каждый момент времени. Причем компоненты векторов могут быть как различными, так и совпадающими частично или полностью, но не

включающими сами переменные  $d^+x_i$ ,  $d^-x_i$  и  $x_i$ . Тогда предположим, что истинную зависимость можно описать математической моделью:

$$\begin{cases} d^+x_i = a_+ + \bar{b}_+ \bar{y}_i^1, & (4.1) \\ d^-x_i = a_- + \bar{b}_- \bar{y}_i^2. & (4.2) \end{cases}$$

где  $a$  и  $b$  — коэффициенты, определяющие соотношение, а индексы «+» и «-» обозначают принадлежность к уравнению для  $d^+x_i$  или для  $d^-x_i$  соответственно.

Вычитая (4.2) из (4.1) с учетом (3.1), получим, что:

$$\Delta x_i = (a_+ - a_-) + \bar{b}_+ \bar{y}_i^1 - \bar{b}_- \bar{y}_i^2. \quad (5)$$

Таким образом, если известны наборы  $\bar{y}_i^1$ ,  $\bar{y}_i^2$ , то при переходе от составляющих к суммарному изменению не происходит принципиальных изменений модели, связанных с потерей части переменных. Единственным недостатком агрегированной модели в этом случае будет невозможность определить, за счет какого фактора происходит увеличение, а за счет какого — уменьшение исходной переменной. Кроме того, при такой оценке невозможно оценить по-отдельности коэффициенты  $a_+$  и  $a_-$ .

*Случай 2.* Помимо уже указанных наборов переменных  $\bar{y}_i^1$ ,  $\bar{y}_i^2$  существует набор  $\bar{z}_i \sim I(1)$ , причем каждая из его компонент может быть представлена в виде:

$$\begin{cases} \Delta z_i^i = d^+z_i^i - d^-z_i^i \sim I(0), & (6.1) \end{cases}$$

$$\begin{cases} d^+z_i^i \sim I(1), & (6.2) \end{cases}$$

$$\begin{cases} d^-z_i^i \sim I(1). & (6.3) \end{cases}$$

Предположим, что истинная зависимость, выраженная математической моделью, будет иметь вид:

$$d^+x_i = a_+ + \bar{b}_+ \bar{y}_i^1 + \bar{c}_{++} \overline{d^+z}_i + c_{+-} \overline{d^-z}_i, \quad (7.1)$$

$$d^-x_i = a_- + \bar{b}_- \bar{y}_i^2 + \bar{c}_{-+} \overline{d^+z}_i + c_{--} \overline{d^-z}_i, \quad (7.2)$$

где  $a_i$ ,  $\bar{b}_i$  и  $\bar{c}_{ij}$  — коэффициенты, определяющие соотношение, индекс  $i$  определяет принадлежность к уравнениям (7.1) или (7.2), индекс  $j$ , соответственно к (6.2) или (6.3).

Аналогично предыдущему случаю, вычитая (7.2) из (7.1) с использованием (3.1), получим:

$$\Delta x_t = (a_+ - a_-) + \bar{b}_+ \bar{y}_t^1 - \bar{b}_- \bar{y}_t^2 + \bar{c}_{++} \overrightarrow{d^+ z_t} + \bar{c}_{+-} \overrightarrow{d^- z_t} - \bar{c}_{-+} \overrightarrow{d^+ z_t} - \bar{c}_{--} \overrightarrow{d^- z_t}. \quad (8)$$

Поскольку мы предполагаем, что нам известны только суммарные изменения, то сделаем еще одно преобразование:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= (a_+ - a_-) + \bar{b}_+ \bar{y}_t^1 - \bar{b}_- \bar{y}_t^2 + \bar{c}_{++} (\overrightarrow{d^+ z_t} - \overrightarrow{d^- z_t}) + \\ &+ (\bar{c}_{++} + \bar{c}_{+-}) \overrightarrow{d^- z_t} - \bar{c}_{-+} (\overrightarrow{d^+ z_t} - \overrightarrow{d^- z_t}) - (\bar{c}_{--} + \bar{c}_{-+}) \overrightarrow{d^- z_t} = \\ &= (a_+ - a_-) + \bar{b}_+ \bar{y}_t^1 - \bar{b}_- \bar{y}_t^2 + (\bar{c}_{++} - \bar{c}_{-+}) \Delta \bar{z}_t + \\ &+ (\bar{c}_{++} + \bar{c}_{+-} - \bar{c}_{--} - \bar{c}_{-+}) \overrightarrow{d^- z_t}. \end{aligned} \quad (9)$$

Вернувшись к предпосылке об интегрированности процессов, можно отметить, что для наличия возможности расчета и оценки математической модели эконометрически в обоих случаях необходимо наличие коинтеграционного соотношения.

*Случай 1:*

$$(a_+ - a_-) + \bar{b}_+ \bar{y}_t^1 - \bar{b}_- \bar{y}_t^2 \sim I(0).$$

*Случай 2:*

$$(a_+ - a_-) + b_+ y_t^1 - b_- y_t^2 + (\bar{c}_{++} + \bar{c}_{+-} - \bar{c}_{--} - \bar{c}_{-+}) \overrightarrow{d^- z_t} \sim I(0),$$

поскольку  $\Delta \bar{z}_t \sim I(0)$ .

Однако при условии незнания обеих составляющих  $\overrightarrow{d^- z_t}$  и  $\overrightarrow{d^+ z_t}$  оказывается возможным оценить только соотношение для случая 1. В случае 2 наиболее вероятно, что коинтеграция двух составляющих вместо трех не будет существовать, а следовательно, истинную зависимость без знания компонент изменения оценить невозможно или она будет искаженной. Отсюда вытекает следующий вывод.

**Утверждение:** регрессии общего и покомпонентного изменения показателя эквиваленты тогда и только тогда, когда:

$$\bar{c}_{++} + \bar{c}_{+-} - \bar{c}_{--} - \bar{c}_{-+} = 0. \quad (10)$$

Для удобства формулу (10) можно представить в виде:

$$\bar{c}_{++} + \bar{c}_{-+} = -(\bar{c}_{+-} - \bar{c}_{--}). \quad (11)$$

## 2.2. Моделирование ликвидности

### 2.2.1. Модельные переменные

Данный подраздел посвящен нахождению зависимостей для внутримесячных оборотов, поскольку есть основания предполагать, что для высокочастотных агрегатов подобный анализ является более целесообразным, а значит, зависимость может быть аналогична случаю 2. Однако для более осмысленного анализа хотелось бы укрупнить агрегаты до привычных макроэкономических понятий: ликвидность, расчетные счета, ссуды и депозиты. Для этой цели используется агрегирование, приведенное в работе [1] (табл. 6).

**Таблица 6.** Агрегирование переменных

Модельная переменная	Представление через агрегаты
Ликвидность	$Liq = W + Kc + Kf$
Расчетные счета	$N = Na + Nh + Ng + Dg$
Ссуды	$L = La + Lh + Lf$
Депозиты	$S = Da + Df + Dh$
Депозиты в ЦБ	$Lc$
Обязательные резервы	$Or$

В рамках агрегированной банковской системы такое моделирование позволяет рассматривать с позиции финансового посредника объем кредитования и заимствования, дифференцированный с точки зрения цели, но вне зависимости от контрагента сделки.

Рассматривая модельные переменные исходя из характеристик входящих в них агрегатов, получим следующее.

1.  $liq$  — высоколиквидная переменная, что соответствует ее экономическому смыслу.

2.  $N$  отражает поведение ликвидных и промежуточных агрегатов, поскольку состоит из расчетных счетов и агрегатов, характеризующих взаимодействие с государством, краткосрочное (расчетные счета) и долгосрочное (срочные депозиты). Таким образом, он не только показывает текущее изменение состояния экономики, но и меры (в том числе антикризисные) правительства, поскольку два последних компонента  $N$  являются переменными управления.

3. L и S имеет смысл рассматривать вместе, поскольку обе переменные на две трети состоят из низкочастотных агрегатов, при этом имея ликвидный и слаболиквидный соответственно. Однако можно заметить, что наличие более «длинных» денег в качестве вкладов определяется только иностранным сектором. В рамках же внутренней экономики, депозиты являются более ликвидными, а соответственно выдача ссуд сопровождается для банков дополнительным риском.

4. Lc и Og — агрегаты, являющиеся переменными управления, но не со стороны правительства, а со стороны Центрального банка. Первая наглядно отражает избыток денег в банковской системе: в 2007 г. — связанный с распродажей активов ЮКОСа и в 2010-м — связанный с постепенным выходом экономики из финансового кризиса. Обязательные резервы, наоборот, отражают негативные события в финансовой системе и воздействие ЦБ через ставку рефинансирования.

### 2.2.2. Регрессионный анализ

В рамках темы исследования наиболее интересным для рассмотрения будет показатель ликвидности, поэтому дальнейший анализ посвящен моделированию именно этой переменной и ее составных частей. Нужно отметить, что поскольку предполагается высокая скорость оборачиваемости, то исследоваться будут характеристики  $Oitga$  и  $Oitgp$  для каждой переменной. Проводя аналогию с приведенной теоретической базой, получим, что исходный показатель в новых терминах будет иметь вид:

$$\begin{aligned} \Delta ITG\_liq_t &= Oitga\_liq_t - Oitgp\_liq_t \sim I(0), \\ Oitga\_liq_t &\sim I(1), \\ Oitgp\_liq_t &\sim I(1). \end{aligned} \tag{12}$$

Разность  $Oitga\_liq_t - Oitgp\_liq_t$  обусловлена тем, что агрегат состоит из активных счетов, а соответственно, приток средств осуществляется по активу.

#### 2.2.2.1. Ликвидность

В качестве базового набора переменных использовались все характеристики вышеприведенных модельных переменных, а также кон-



станта и dummy-переменная, поскольку у многих агрегатов наблюдаются резкие всплески в январе каждого года (табл. 7).

Таблица 7. Базовый набор переменных

Константа	С		
Dummy	$\text{dummy} = \begin{cases} 1, & \text{month} = 01 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$		
	Обороты по активу	Обороты по пассиву	Итоги
Депозиты	$Oitga\_s$	$Oitgp\_s$	$Iitg\_s$
Расчетные счета	$Oitga\_n$	$Oitgp\_n$	$Iitg\_n$
Ссуды	$Oitga\_l$	$Oitgp\_l$	$Iitg\_l$
Обязательные резервы	$Oitga\_or$	$Oitgp\_or$	$Iitg\_or$
Депозиты в ЦБ	$Oitga\_lc$	$Oitgp\_lc$	$Iitg\_lc$

Заметим также, что ряды абсолютных значений являются нестационарными, поэтому анализ проводился в разностях (результаты ADF-теста, доказывающие, что все ряды являются интегрированными порядка один типа  $I(1)$ , приведены в приложении 4), а для определения совместной значимости коэффициентов использовался Wald-test. После процедуры выбора оптимального набора переменных были получены следующие соотношения:

$$d(Oitga\_liq) = -3,637 d(Oitga\_s) + 4,328 d(Oitgp\_s) + 0,501 d(Oitga\_n) + 1,417 d(Oitgp\_l) + 0,85 d(Oitgp\_lc)$$

(t-stat)            (-2,34)                    (2,94)                    (6,69)                    (6,25)

(6,38)  $R^2 = 0,959$

$$d(Oitgp\_liq) = -3,019 d(Oitga\_s) + 3,658 d(Oitgp\_s) + 0,492 d(Oitga\_n) + 1,436 d(Oitgp\_l) + 0,857 d(Oitgp\_lc)$$

(t-stat)            (-1,94)                    (2,47)                    (6,35)                    (6,31)

(6,41)  $R^2 = 0,957$

Теперь хотелось бы посмотреть, сохранится ли это соотношение для абсолютных значений оборотов по активу и по пассиву. С этой целью проверим, используя процедуру Engle и Granger, наличие коинте-

грации в уже полученных соотношениях. Тестирование свидетельствует об отсутствии единичного корня в остатках на уровне значимости 15–20%. Следовательно, можно не отвергнуть гипотезу о наличии коинтеграции и получить следующие коинтегрирующие регрессии:

$$\begin{aligned}
 Oitga\_liq &= 10\,669\,192\,018 - 2,672\,Oitga\_s + 4,162\,Oitgp\_s + 0,431\,Oitga\_n + 1,25\,Oitgp\_l + 0,639\,Oitgp\_lc \\
 (t\text{-stat}) & \quad (8,33) \quad (-1,37) \quad (2,11) \quad (6,86) \quad (6,4) \quad (4,02) \\
 Oitgp\_liq &= 10802060236 - 1,879\,Oitga\_s + 3,402\,Oitgp\_s + 0,428\,Oitga\_n + 1,244\,Oitgp\_l + 0,646\,Oitgp\_lc \\
 (t\text{-stat}) & \quad (8,51) \quad (-0,97) \quad (1,74) \quad (6,89) \quad (6,43) \quad (4,11)
 \end{aligned}$$

В подтверждение гипотезы о наличии коинтеграции можно добавить также то, что не изменились ни знаки коэффициентов, ни абсолютные значения. Следовательно, зависимость не является кажущейся. В отличие от результатов, полученных только для итогов в работе [1], здесь значимыми оказываются коэффициенты при «расчетных счетах», а также появляются такие регрессоры, как ссуды и депозиты в ЦБ. Обратившись к изложенной выше теории, можно предположить, благодаря появившейся возможности анализа оборотов за месяц, что полученные результаты являются более общим случаем. Действительно, если рассмотреть остатки на счетах:

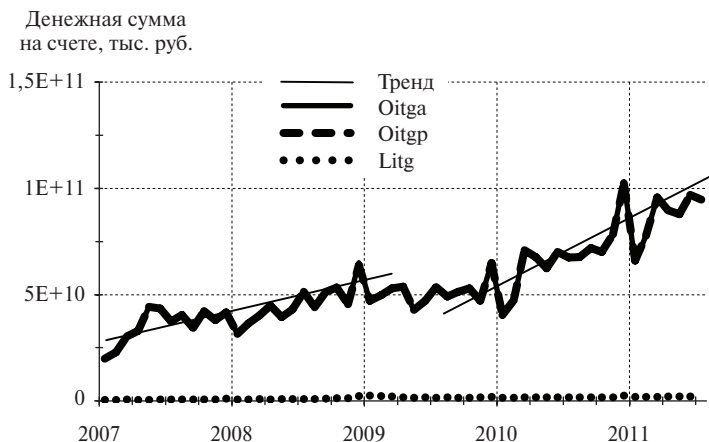
$$\begin{aligned}
 \Delta(Iitg\_liq) &= Oitga\_liq - Oitgp\_liq = -1,33e^8 - 0,793\,Oitga\_s + \\
 &+ 0,76\,Oitgp\_s + 0,003\,Oitga\_n + 0,007\,Oitgp\_l - 0,007\,Oitgp\_lc. \quad (13)
 \end{aligned}$$

Предположив незнание оборотов (если рассчитывать итоги напрямую, последние коэффициенты окажутся незначимыми), получим соотношение:

$$\Delta(Iitg\_liq) = -132\,868\,219 - 0,76\,\Delta(Iitg\_s). \quad (14)$$

Иначе говоря, полученный в работе [1] результат является частным случаем приведенного выше. Однако при потере трех компонент уравнения изменяется смысловая нагрузка, а следовательно, может исказиться и зависимость. Кроме того, как видно на рис. 5, кризисные явления (в данном случае недостаток ликвидности) описываются именно через обороты. Запасы же зачастую могут быть нерепрезентативны.

Рассматривая функцию ежемесячных оборотов, нужно отметить, что в целом поведение положительного и отрицательного изменений характеризуется одними и теми же тенденциями. И хотя на обороты по



**Рис. 5.** Ликвидность

активу относительно больше влияет пассивная часть банковских операций (депозиты и расчетные счета), а на обороты по пассиву — активная (выданные займы и депозиты в ЦБ), имеет смысл рассматривать не два обособленных процесса, а функцию реакции банковской системы на внешние факторы. Таким образом, поток ликвидности (и его поддержание банком) обусловлен следующими факторами.

1. Приток и отток депозитов. Чем больше вкладов создается в банковской системе и чем меньше закрывается, тем больше поток ликвидности.

2. Закрытие расчетных счетов. Чем больше счетов закрывается, тем больше изменение ликвидности в течение месяца.

3. Возвращенные кредиты. Чем больше кредитов возвращается, тем больше ликвидности обращается в банковской системе.

#### ***2.2.2.2. Компоненты ликвидности***

Для более точного описания колебаний ликвидности банка рассмотрим модельную переменную по ее компонентам: кассовая наличность, корреспондентские счета в ЦБ и с нерезидентами. Путем аналогичного анализа разностей можно получить следующие уравнения (тестирование коинтеграции показывает ее наличие на уровне значимости 15–20%).

Для кассовой наличности:

$$\begin{aligned}
 d(Oitga\_w) &= -1,599 d(Oitga\_s) + 1,695 d(Oitgp\_s) + 1,069 d(Oitga\_n) - 1,023 d(Oitgp\_n) + \\
 (t\text{-stat}) & \quad (-4,9) \quad (5,49) \quad (3,28) \quad (-3,12) \\
 + 1,463 d(Iitg\_n) + 0,122 d(Oitga\_l) - 0,684 d(Iitg\_l) - 0,073 d(Oitgp\_lc), \\
 (2,85) & \quad (2,63) \quad (-3,14) \quad (-2,38) \\
 d(Oitgp\_w) &= 1,8E + 08 - 1,498 d(Oitga\_s) + 1,577 d(Oitgp\_s) + 0,952 d(Oitga\_n) - \\
 (t\text{-stat}) & \quad (2,14) \quad (-5,02) \quad (5,58) \quad (3,22) \\
 - 0,912 d(Oitgp\_n) + 1,301 d(Iitg\_n) + 0,145 d(Oitga\_l) - 0,906 d(Iitg\_l) - 0,065 d(Oitgp\_lc). \\
 (-3,07) & \quad (2,76) \quad (3,31) \quad (-3,7) \quad (-2,31)
 \end{aligned}$$

И в абсолютных величинах:

$$\begin{aligned}
 Oitga\_w &= 1330873852 - 1,612 Oitga\_s + 1,777 Oitgp\_s + 0,716 Oitga\_n - 0,6802 Oitgp\_n + \\
 (t\text{-stat}) & \quad (4,16) \quad (-4,02) \quad (4,76) \quad (1,90) \quad (-1,79) \\
 + 0,2 Iitg\_n + 0,108 Oitga\_l + 0,07 Iitg\_l - 0,06 Oitgp\_lc, \\
 (0,55) & \quad (3,00) \quad (0,75) \quad (-1,73) \\
 Oitgp\_w &= 1319994145 - 1,506 Oitga\_s + 1,67 Oitgp\_s + 0,713 Oitga\_n - 0,68 Oitgp\_n + \\
 (t\text{-stat}) & \quad (4,36) \quad (-3,96) \quad (4,72) \quad (2,02) \quad (-1,91) \\
 + 0,218 Iitg\_n + 0,103 Oitga\_l + 0,076 Iitg\_l - 0,056 Oitgp\_lc. \\
 (0,63) & \quad (3,02) \quad (0,84) \quad (-1,69)
 \end{aligned}$$

Для корреспондентских счетов с нерезидентами:

$$\begin{aligned}
 d(Oitga\_kf) &= 0,79 d(Oitgp\_s) + 1,22 d(Oitgp\_l), \\
 (t\text{-stat}) & \quad (3,53) \quad (10,74) \\
 d(Oitgp\_kf) &= 0,77 d(Oitgp\_s) + 1,22 d(Oitgp\_l). \\
 (t\text{-stat}) & \quad (3,38) \quad (10,6)
 \end{aligned}$$

В абсолютных величинах:

$$\begin{aligned}
 Oitga\_kf &= 5\,036\,497\,280 + 0,856 Oitgp\_s + 1,03 Oitgp\_l, \\
 (t\text{-stat}) & \quad (7,32) \quad (6,52) \quad (10,15) \\
 Oitgp\_kf &= 5\,028\,110\,491 + 0,855 Oitgp\_s + 1,031 Oitgp\_l. \\
 (t\text{-stat}) & \quad (7,34) \quad (6,55) \quad (10,19)
 \end{aligned}$$

Для корреспондентских счетов в ЦБ

$$d(Oitga\_kc) = 0,46 d(Oitga\_n) - 2,04 d(Oitga\_l) + 2,12 d(Oitgp\_l) + 0,87 d(Oitgp\_lc),$$

(t-stat)	(14,78)	(-2,76)	(2,9)	(11,14)
----------	---------	---------	-------	---------

$$d(Oitga\_kc) = 0,44 d(Oitga\_n) - 2,08 d(Oitga\_l) + 2,18 d(Oitgp\_l) + 0,88 d(Oitgp\_lc).$$

(t-stat)	(14,47)	(-2,88)	(3,055)	(11,48)
----------	---------	---------	---------	---------

В абсолютных величинах:

$$Oitga\_kc = 3\,796\,731\,703 + 0,4404 Oitga\_n - 1,09 Oitga\_l + 1,14 Oitgp\_l + 0,74 Oitgp\_lc,$$

(t-stat)	(5,15)	(21,75)	(-1,04)	(1,15)	(8,96)
----------	--------	---------	---------	--------	--------

$$Oitgp\_kc = 3\,881\,236\,614 + 0,4398 Oitga\_n - 1,23 Oitga\_l + 1,28 Oitgp\_l + 0,75 Oitgp\_lc.$$

(t-stat)	(5,32)	(21,97)	(-1,20)	(1,31)	(9,13)
----------	--------	---------	---------	--------	--------

Так же как и в случае с ликвидностью, при переходе к абсолютным значениям коэффициенты меняются несущественно, сохраняя имеющиеся в разностях зависимости. Тем не менее можно выделить некоторые особенности.

1. Для кассовой наличности значимы не только оба типа оборотов по счетам, но и остаток денег на расчетных счетах. Скорее всего, это объясняется тем, что запас денег в кассе поддерживается в зависимости не только от того, насколько активно счета открываются и закрываются, но и от того, сколько их может быть закрыто на данный момент, так как из всех независимых переменных этот параметр является самым ликвидным. В данном случае нет опасности, что три параметра линейно зависимы, поскольку *Oitga*, *Oitgp* и *Iitg* можно считать относящимися к разным периодам.

2. Если рассматривать ликвидность как сумму соответствующих уравнений для наличности, корреспондентских счетов с нерезидентами и с ЦБ, то сумма коэффициентов может не давать итогового значения. Но тут нужно упомянуть, что для каждой переменной можно не только так или иначе выразить зависимость между остатками и оборотами, но и зачастую заменять обороты по активу оборотами по пассиву для ликвидных переменных. А большая точность коэффициентов в случае модельной переменной дает основания полагать, что для более крупных агрегатов эконометрическим пакетам легче выявить истинную зависимость.

3. Если рассчитать зависимости для итогового изменения без разложения на компоненты, получим:

$$\begin{aligned} d(Iitg\_w) &= 10\,879\,707 - 0,106\, Oitga\_s + 0,107\, Oitgp\_s + 0,02\, Oitga\_n - \\ &- 0,0002\, Oitgp\_n - 0,02\, Iitg\_n + 0,005\, Oitga\_l - 0,006\, Iitg\_l - 0,004\, Oitgp\_lc, \\ d(Iitg\_kc) &= 8\,386\,790 + 0,0003\, Oitgp\_s - 0,0006\, Oitgp\_l, \\ d(Iitg\_kf) &= -84\,504\,911 + 0,001\, Oitga\_n + 0,145\, Oitga\_l - 0,141\, Oitgp\_l - \\ &- 0,005\, Oitgp\_lc, \end{aligned}$$

что с учетом значимости и возможностей оценивания без труда преобразуется в:

$$\begin{aligned} d(Iitg\_w) &= 10\,879\,707 - 0,106\, Iitg\_s, \\ d(Iitg\_kc) &= 8\,386\,790, \\ d(Iitg\_kf) &= -84\,504\,911 + 0,141\, Iitg\_l. \end{aligned}$$

Таким образом, оценивание в остатках по счетам хотя и является частным случаем рассмотрения изменения по составляющим, но оставляет за границами исследования едва ли не всю смысловую нагрузку.

### **3. Анализ показателя замкнутости банковской системы**

В предыдущих разделах было показано, что описание процессов, протекающих в банковской системе, только в остатках не отражает полную информацию о причинах и виде этих процессов и является лишь частным случаем более общего описания на основе оборотов в течение месяца. В качестве основной идеи и перспектив для дальнейших исследований выделим следующее.

Помимо рассмотрения банковских балансов в итогах на конец месяца необходимо также рассматривать обороты по счетам. Можно предположить, что важность данного утверждения распространяется лишь на оценку показателей высокочастотных активов в силу их высокой оборачиваемости. Однако это не так. В качестве иллюстрации рассмотрим показатель замкнутости банковской системы, рассчитанный в работе [1].

«При кредитной эмиссии остатки расчетных и депозитных счетов образуются за счет средств, выданных банком одному клиенту в кредит переведенных этим клиентом на счет другого банка» [Там же]. Но

кроме этого для выдачи займов банк также может использовать средства, привлеченные из внешних источников. К таким источникам относятся средства иностранных кредиторов и эмиссия ЦБ при покупке иностранной валюты.

В первом случае формирование банком обязательных резервов происходит за счет накопленных собственных средств, и система считается замкнутой:

$$L(t) + Lc(t) = S(t) + N(t). \quad (15)$$

В случае привлечения средств из внешних источников  $Or$  формируются за счет них, банковская система считается открытой и выполняется:

$$L(t) + Lc(t) + Or(t) = S(t) + N(t). \quad (16)$$

Замкнутость банковской системы определяется тем, какое из равенств — (15) или (16) выполняется точнее. Для этого используется показатель замкнутости банковской системы (рис. 6), отношение правых и левых частей для каждого равенства соответственно:

$$\left[ \begin{array}{l} \frac{L(t) + Lc(t)}{S(t) + N(t)} \approx 1, \text{ для замкнутой банковской системы,} \\ \frac{L(t) + Lc(t) + Or(t)}{S(t) + N(t)} \approx 1, \text{ для открытой банковской системы.} \end{array} \right. \quad (17)$$

Предполагалось, что выполнение равенства обеспечивается институциональными особенностями банковской системы. Подтверждением этого факта является, например, как показали недавние исследования соблюдение равенства (17) в Казахстане. Однако на рис. 6 видно, что хотя с 2004 по начало 2008 г. российская банковская система и работала по открытой схеме, с началом мирового финансового кризиса равенство было нарушено.

Для более наглядной иллюстрации ниже представлена динамика доли агрегатов, входящих в расчет равенства (17). До 2007 г. они составляли практически половину итога баланса, но в 2008 г. доля пассивной части равенства начала резко падать, почти полностью перейдя в счет списания прибыли. Особенности бухгалтерского учета прибыли также определяют и колебания ее доли в конце каждого года (рис. 9).

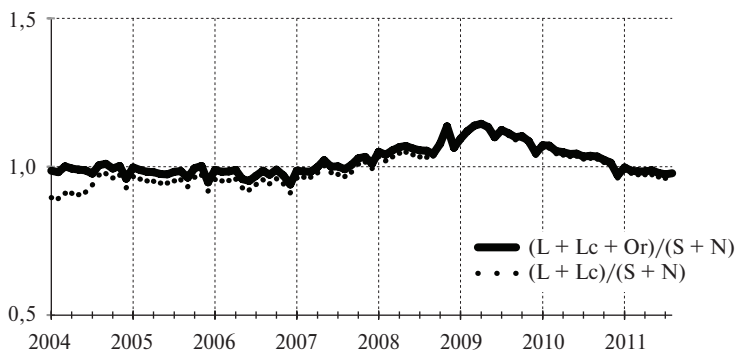


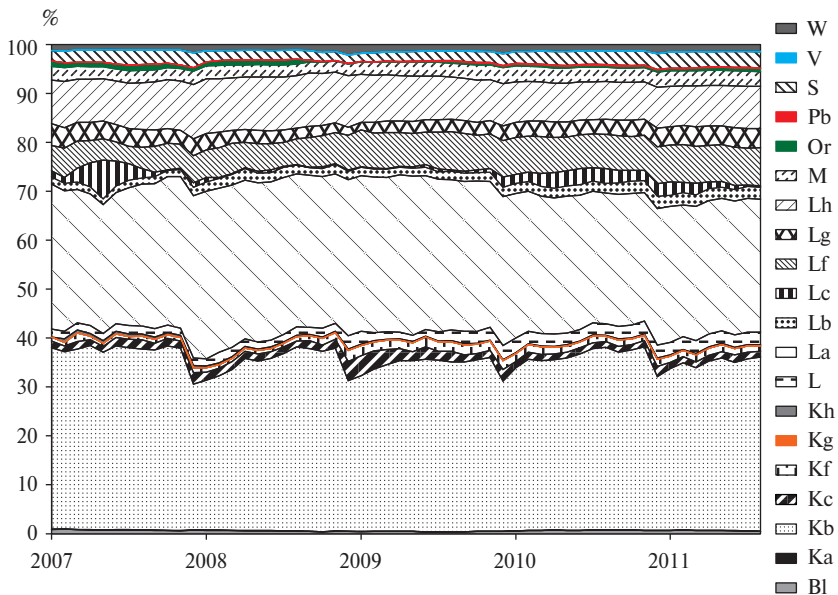
Рис. 6. Замкнутость банковской системы



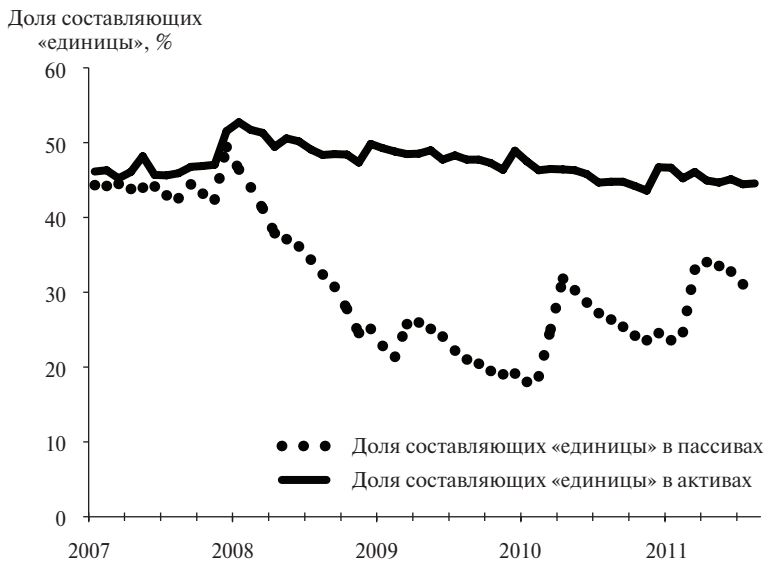
Рис. 7. Состав пассивной части баланса банка (в итогах по счетам на конец месяца)

Однако выполнение соотношения (17) можно рассмотреть и с другой точки зрения. В приложении 5 приведен график динамики доли правой и левой частей в оборотах, в отличие от итогов эта доля долгое время не превышала 15%, т.е. составляющие «банковскую единицу» агрегаты являются низкочастотными. Наоборот, часть агрегатов, от-





**Рис. 8.** Состав активной части баланса банка  
(в итогах по счетам на конец месяца)



**Рис. 9.** Компоненты показателя замкнутости как часть баланса банка

вечающих за ликвидность в основной банковской деятельности, занимает ничтожно малую долю остатков. Становится понятно, что выполнение примерного равенства  $L + Lc + Or = S + N$  поддерживается не столько за счет институциональных особенностей, сколько за счет естественного расслоения агрегатов на высокочастотные и низкочастотные. Действительно, если в уравнении  $kX + mY = bX$  и  $Y$  обладают разными периодами колебаний, то, следовательно, для выполнения уравнения как тождества необходимо, чтобы  $b = a + c$  так, что  $kX = a$  и  $mY = c$ .

Предполагая, что межбанковское взаимодействие компенсирует само себя в рамках агрегированной системы, а списание прибыли, собственный капитал и различная «неосновная» деятельность занимают в нормальных условиях незначимо малую долю, получаем вместо стандартного бухгалтерского равенства активов и пассивов равенство низкочастотных инструментов, чьи остатки по счетам составляют основную часть баланса.

Тем не менее, анализируя банковскую систему в терминах соотношения (17), мы не только не рассматриваем особенности списания прибыли. Мы не рассматриваем, что гораздо важнее, агрегаты, которые в контексте балансовых остатков незначимы, но не являются такими в действительности, — высокочастотные. Фактически из существующего равенства:

$$d(Iitq\_x) = Oitqa\_x - Oitqp\_x \text{ (или наоборот, если агрегат пассивен)}$$

мы теряем половину информации, когда предполагаем, что если левая часть мала, то и в правой нет никаких значимых изменений. Чтобы избежать потери информации, необходимо рассматривать и балансы по оборотам. Однако, исследуя и  $Oitga\_x$ , и  $Oitgp\_x$ , мы получим систему:

$$\begin{cases} d(Iitq\_x) = Oitqa\_x - Oitqp\_x, \\ Oitqa\_x = y, \\ Oitgp\_x = z, \end{cases}$$

где  $y$  и  $z$  — случайные величины. Появляется переопределенность, так как на две неизвестных  $Oitqa\_x$  и  $Oitgp\_x$  существует три уравнения. Следовательно, для полноценного анализа достаточно в качестве дополнения к уже существующему балансовому уравнению взять статистику хотя бы по одному типу оборотов или же, например, их сумме.

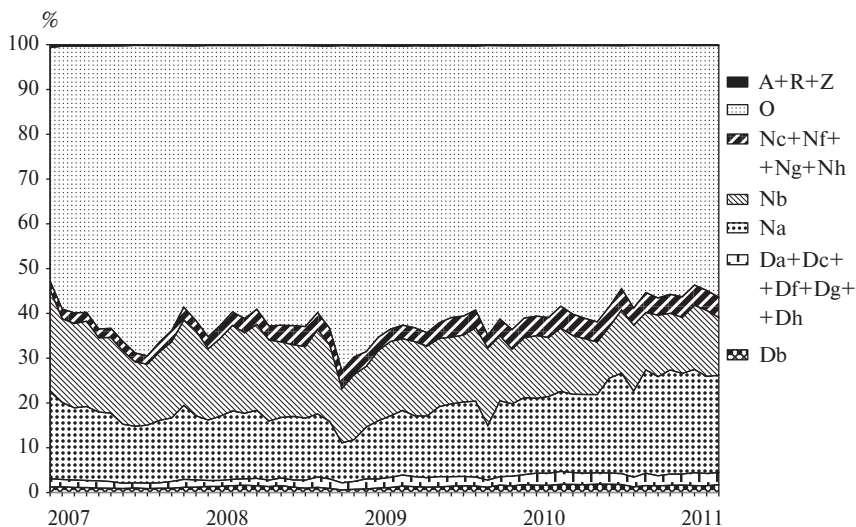


Рис. 10. Состав пассивной части баланса банка, обороты по активу за месяц

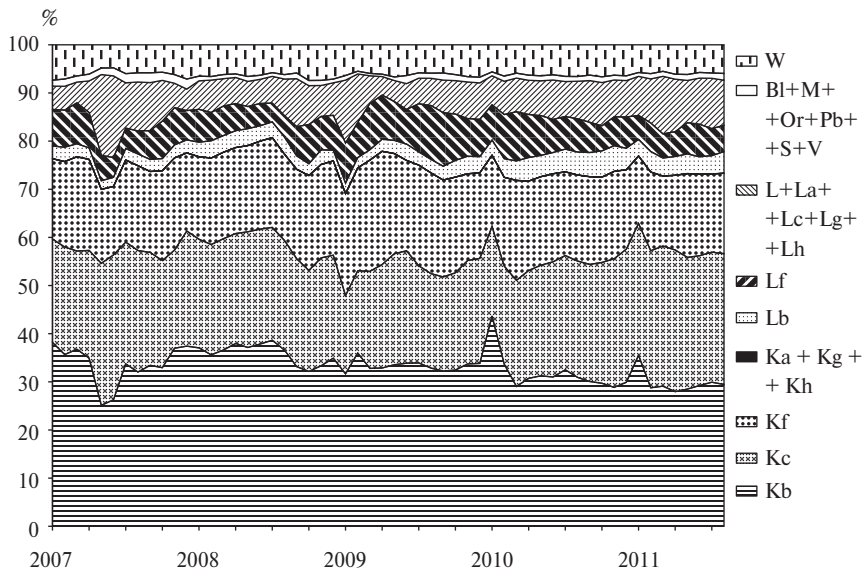


Рис. 11. Состав активной части баланса банка, обороты по активу за месяц

Так, рассмотрим статистику активных оборотов как дополнение к уже рассмотренной балансовой статистике (рис. 10, 11).

Сопоставление баланса оборотов и остатков наиболее ярко демонстрирует необходимость дополнительного рассмотрения именно ликвидности (и ее компонент) по составляющим. Поскольку, занимая в сумме менее 5% от итогов на конец месяца, компоненты ликвидности являются основой баланса оборотов.

## Заключение

По результатам данного исследования все агрегаты, описывающие банковскую систему, были разделены на низкочастотные и высокочастотные инструменты. Первоначально это деление базировалось исключительно на индивидуальном поведении каждого агрегата, однако затем было показано, что оно имеет более глубокую основу, позволяя выявить природу показателя замкнутости банковской системы. Кроме того, если иметь в виду дальнейшие перспективы анализа, это деление приводит к мысли о том, что для всестороннего изучения недостаточно знания только показателя  $litg$ , а соответственно, недостаточно и одного баланса для исследования поведения всех компонентов банковской деятельности.

В работе также были исследованы наиболее важные высокочастотные агрегаты: ликвидность и ее компоненты. Зависимости для них были выделены с использованием эмпирического регрессионного анализа, а основной вывод можно сформулировать следующим образом. Для высокочастотных агрегатов, когда обороты иногда на порядок превышают остатки по счетам на конец месяца, зависимости, полученные с помощью анализа последних, являются частным случаем анализа составляющих изменения. Соответственно при рассмотрении более общего случая мы снижаем риск неверной оценки параметров и потери существенной части экономического смысла.

## Источники

1. *Андреев М.Ю., Пильник Н.П., Поспелов И.Г.* Моделирование деятельности современной российской банковской системы // Экономический журнал ВШЭ. 2009. № 2. С. 143–171.

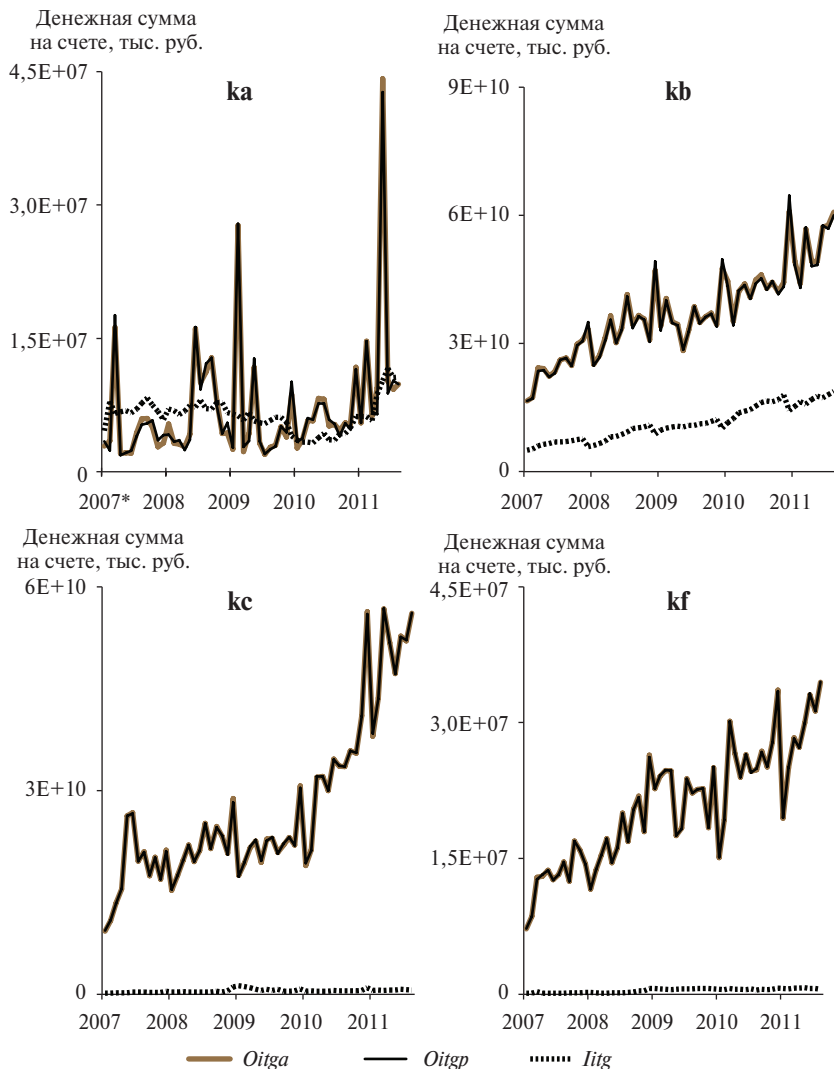
2. *Дмитриев С.М., Шугаль Н.Б.* Макроэкономическое моделирование взаимосвязей реального и денежного секторов российской экономики // Экономический журнал ВШЭ. 2006. № 2. Ч. 1. Т. 10. С. 234–266.

3. *Канторович Г.Г.* Лекции по курсу «Анализ временных рядов» // Экономический журнал ВШЭ. 2002. № 1–4; 2003. № 1.
4. Обратная ведомость по счетам бухгалтерского учета. URL: <http://www.cbr.ru/credit/forms.asp>
5. Инструкция ЦБ РФ от 16 января 2004 г. № 110-И «Об обязательных нормативах банков». URL: <http://base.garant.ru/584347/>
6. Инструкция ЦБ РФ от 21 декабря 2006 г. № 165-Т. «О раскрытии информации кредитными организациями». URL: <http://www.cbr.ru/credit/165-t.pdf>
7. *Brunnermeier M.K., Pedersen L.H.* Market Liquidity and Funding Liquidity. NBER. 2007. URL: <http://www.nber.org/papers/w12939.pdf>
8. *Kaminsky G.L., Reinhart C.M.* The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments // American Economic Review. 1999. URL: <http://home.gwu.edu/~graciela/HOME-PAGE/RESEARCH-WORK/WORKING-PAPERS/twin-crisis.pdf>
9. *MacKinnon J.G.* Critical Values for Cointegration Tests // Queen's University. 2010. URL: [http://qed.econ.queensu.ca/working\\_papers/papers/qed\\_wp\\_1227.pdf](http://qed.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1227.pdf)
10. *Scheinkman J., Xiong W.* Heterogeneous Beliefs, Speculation and Trading in Financial Markets. Princeton University. 2004. URL: <http://www.princeton.edu/~joses/wp/survey.pdf>
11. *Von Thadden E.-L.* An Incentive Problem in the Dynamic Theory of Banking. DEEP, University of Lausanne and CEPR. 2000. URL: <http://www.swissfinanceinstitute.ch/rp25.pdf>

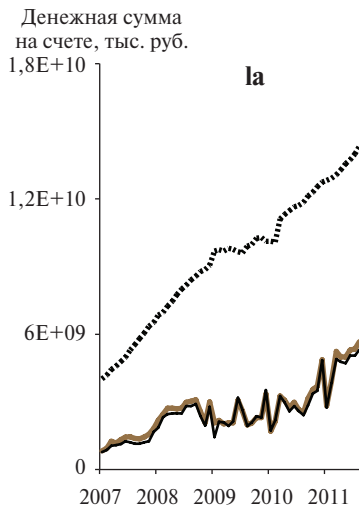
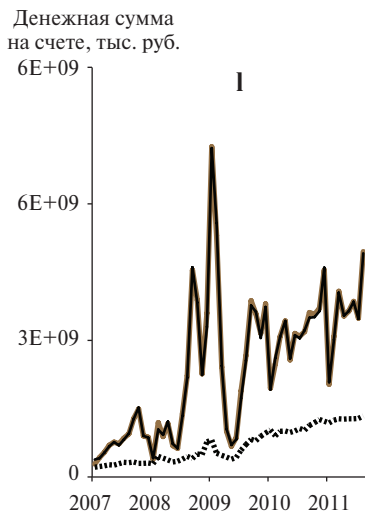
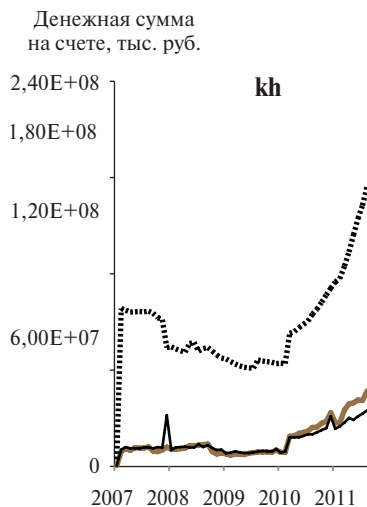
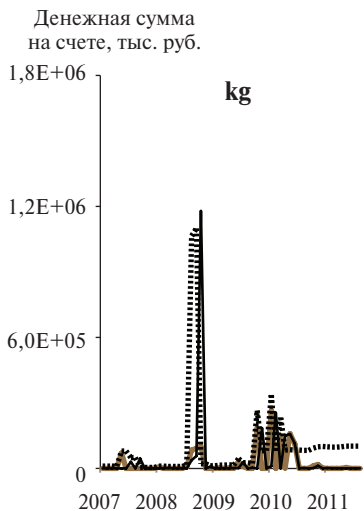
# Приложения

## Приложение 1

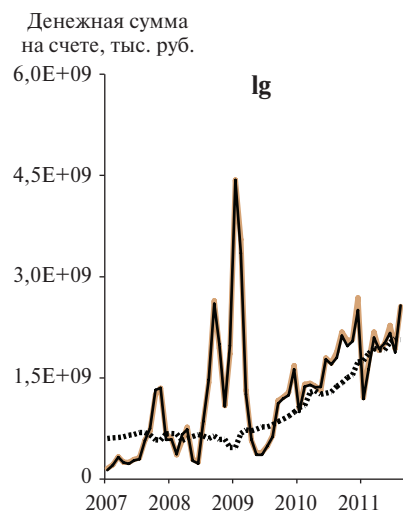
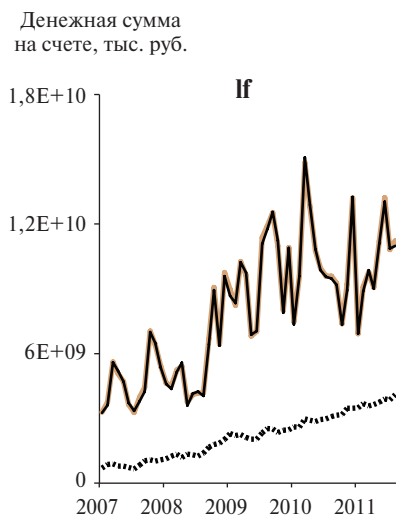
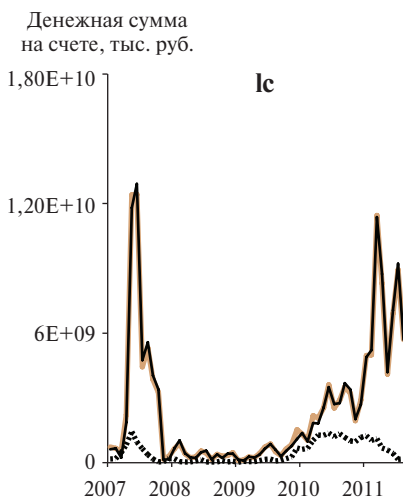
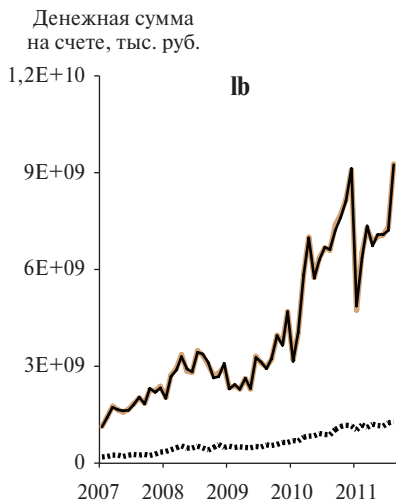
### Графики агрегатов



\* На рисунках в приложениях 1 и 5 отражены данные на февраль соответствующих годов.

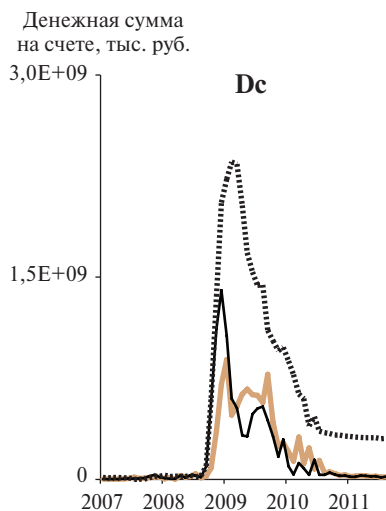
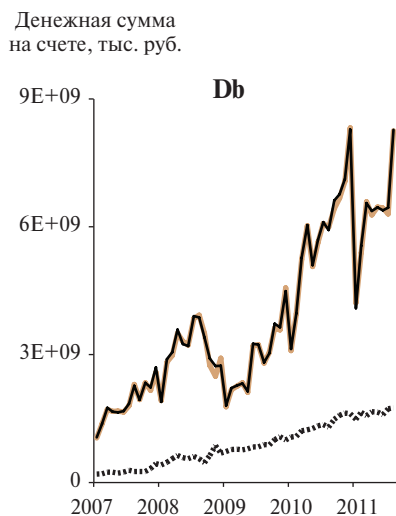
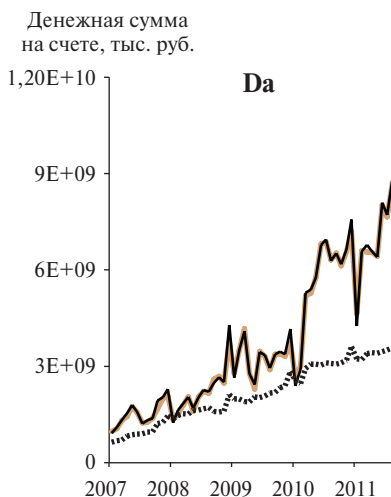
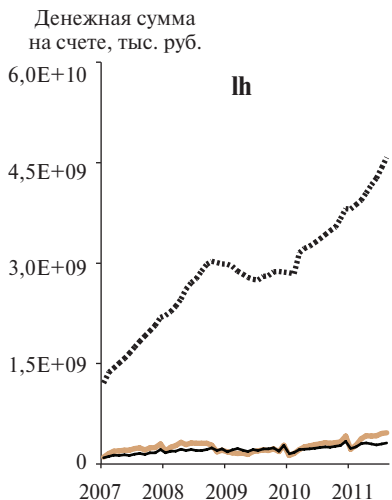


— *Oitga*      — *Oitgp*      ..... *Iitg*

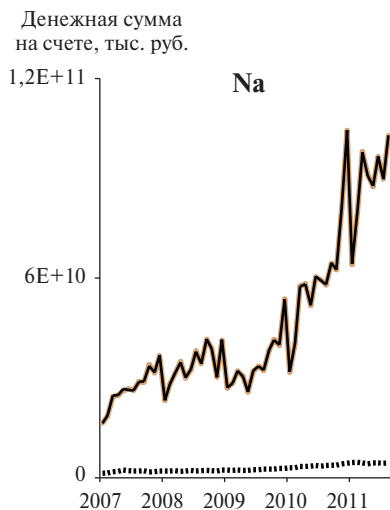
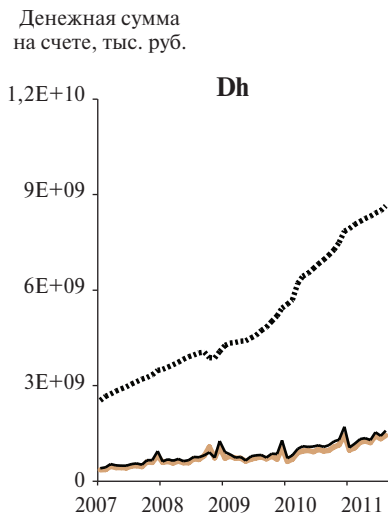
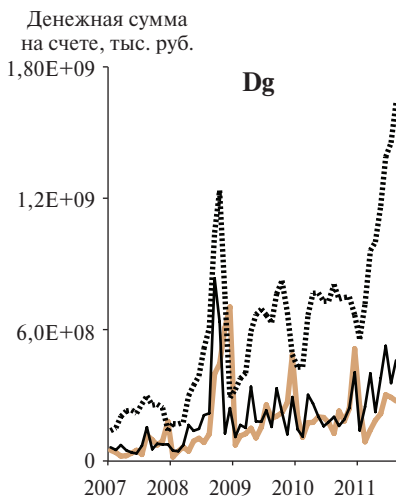
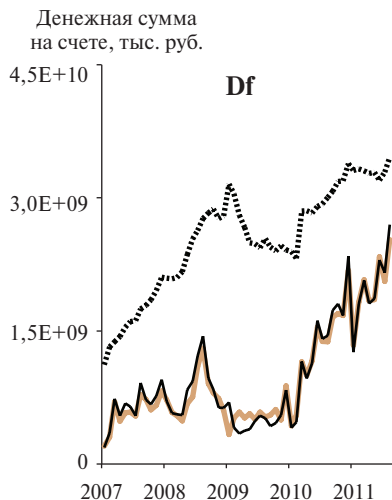


— Oitga      — Oitgp      ..... Iitg



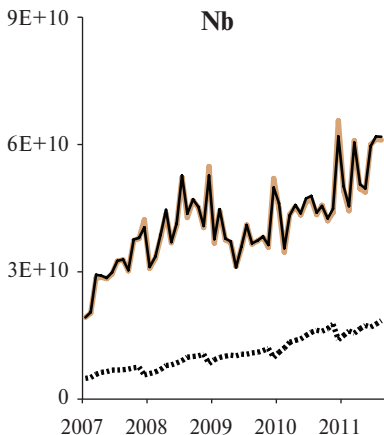


— *Oitga*      — *Oitgp*      — *Iitg*

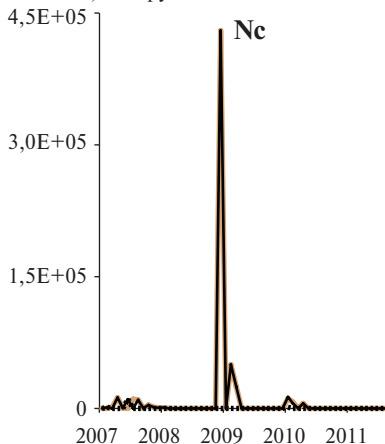


— Oitga      - - - Oitgp      ..... Iitg

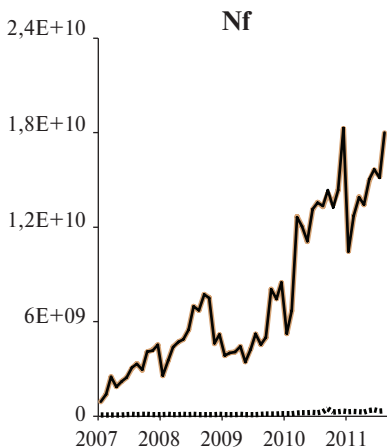
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



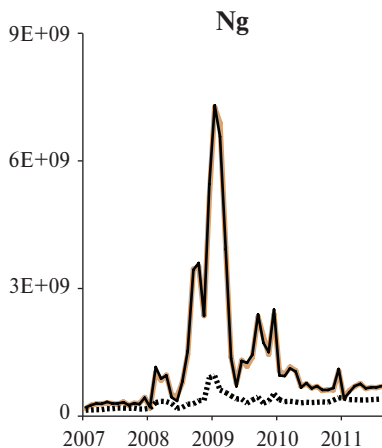
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



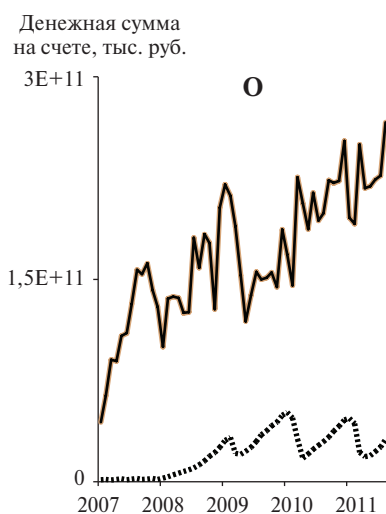
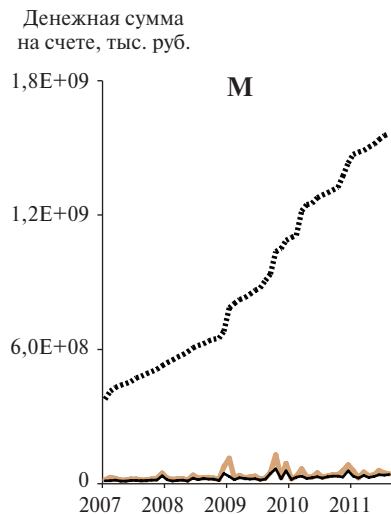
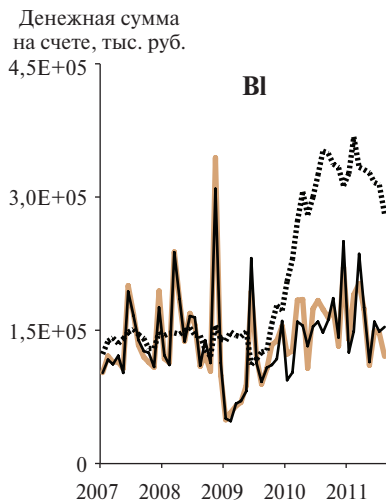
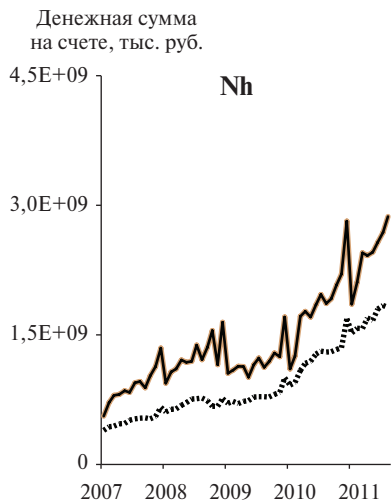
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



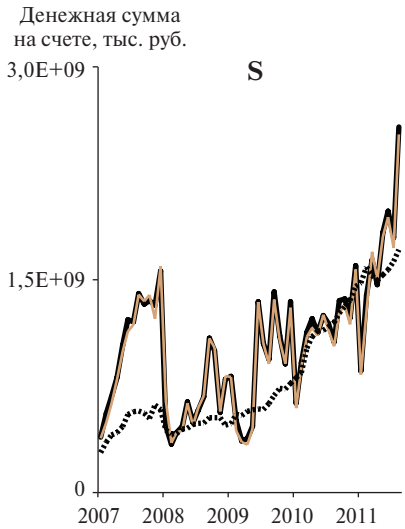
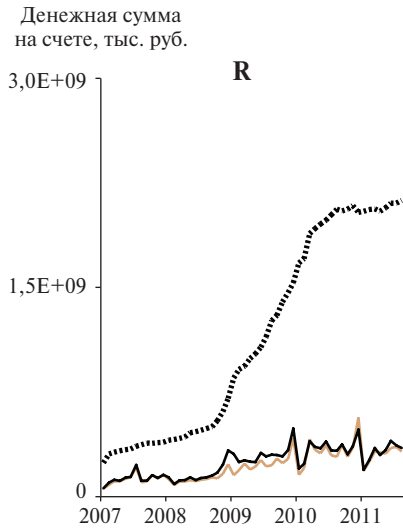
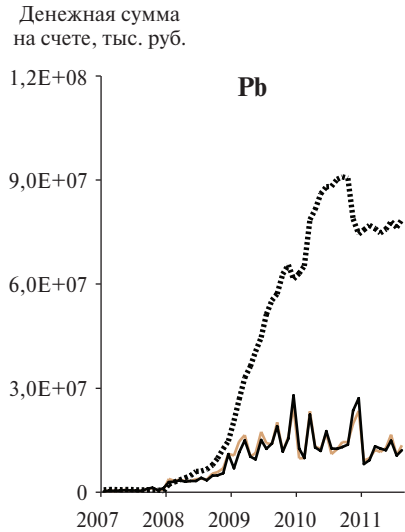
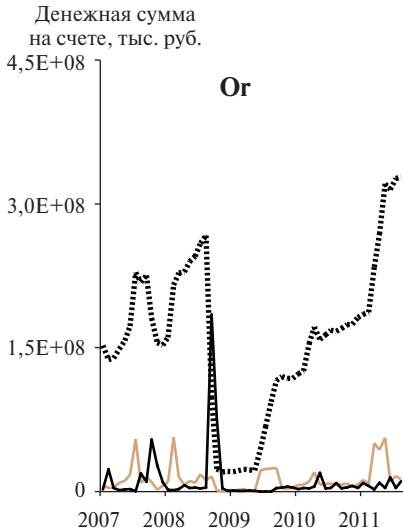
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



— *Oitga*    - - - *Oitgp*    ..... *Iitg*

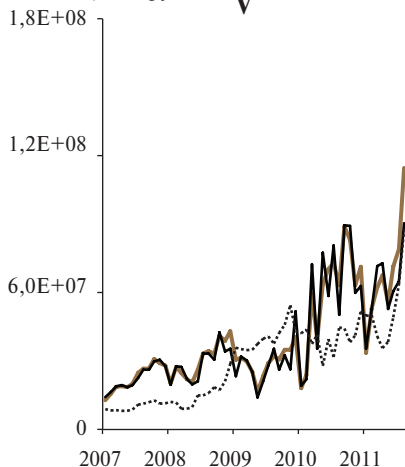


— Oitga      — Oitgp      ..... Iitg

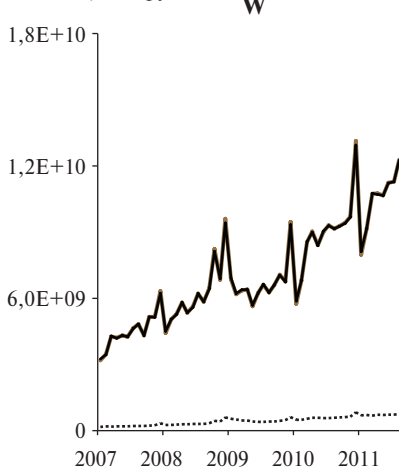


— Oitga      — Oitgp      ..... Itg

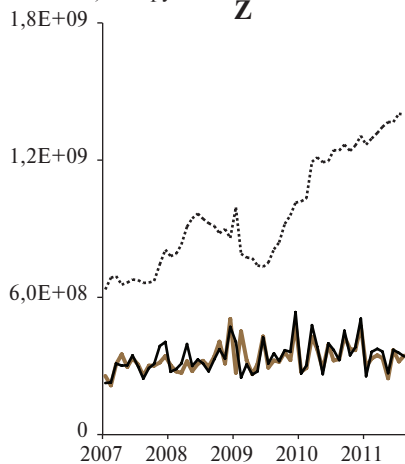
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



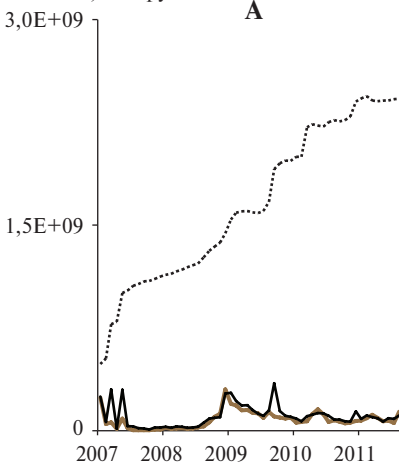
Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



Денежная сумма  
на счете, тыс. руб.



— Oitga

— Oitgp

..... Iitg

Приложение 2

Статистика  $\mu$  оборотов по пассиву

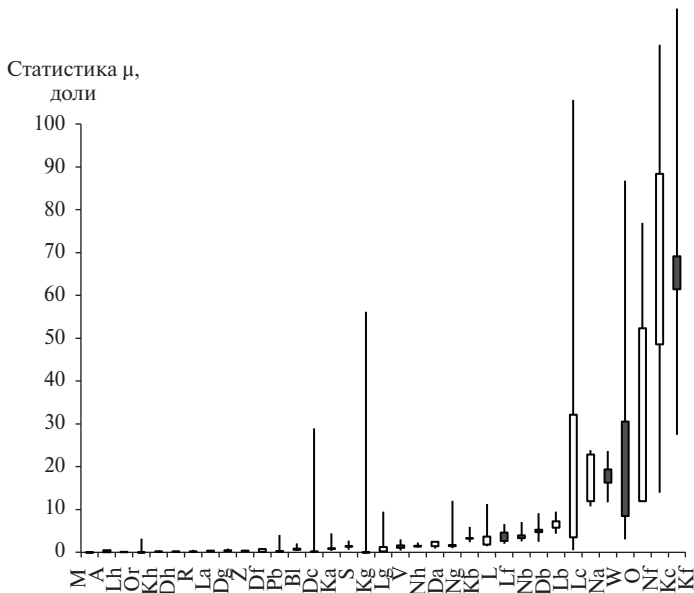
Обозначение агрегата	Максимум	Минимум	Среднее	Группа*	Волатильность
M	0,07	0,02	0,03	0	0,38
A	0,51	0,01	0,07	0	1,22
Lh	0,10	0,05	0,08	0	0,12
Or	3,22	0,00	0,13	1	3,71
Kh	0,43	0,11	0,17	0	0,31
Dh	0,31	0,13	0,18	0	0,17
R	0,63	0,09	0,26	0	0,38
La	0,38	0,15	0,27	0	0,23
Dg	0,83	0,16	0,35	1	0,41
Z	0,58	0,20	0,37	0	0,24
Df	0,78	0,12	0,38	0	0,44
Pb	4,04	0,11	0,51	1	1,15
Bl	2,07	0,32	0,78	1	0,47
Dc	28,98	0,05	1,04	1	3,75
Ka	4,43	0,27	1,14	1	0,77
S	2,72	0,56	1,38	1	0,39
Kg	56,14	0,00	1,42	1	5,32
Lg	9,47	0,22	1,43	1	1,02
V	3,02	0,37	1,58	1	0,46
Nh	2,28	1,11	1,63	2	0,14
Da	2,46	0,91	1,66	1	0,23
Ng	12,01	0,98	3,24	2	0,74
Kb	5,97	2,42	3,46	2	0,21
L	11,26	1,44	3,48	2	0,56
Lf	6,64	1,99	3,97	2	0,28
Nb	7,07	2,54	4,05	2	0,25
Db	9,12	2,48	4,86	2	0,33
Lb	9,49	4,30	6,38	2	0,17

Обозначение агрегата	Максимум	Минимум	Среднее	Группа*	Волатильность
Lc	105,61	0,51	9,20	1	1,76
Na	23,85	10,71	15,78	2	0,20
W	23,73	11,67	17,00	2	0,18
O	86,80	3,07	21,10	2	1,14
Nf	76,88	11,94	41,83	2	0,31
Kc	118,52	13,91	57,73	2	0,34
Kf	126,95	27,41	61,14	2	0,46

\* 0 — низкочастотные; 1 — промежуточные; 2 — высокочастотные агрегаты.

### Приложение 3

#### Обороты по пассиву



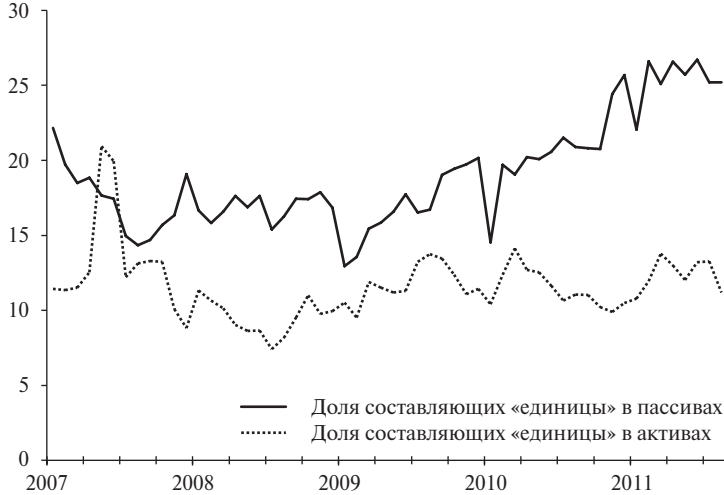


## Тестирование рядов на I(1)

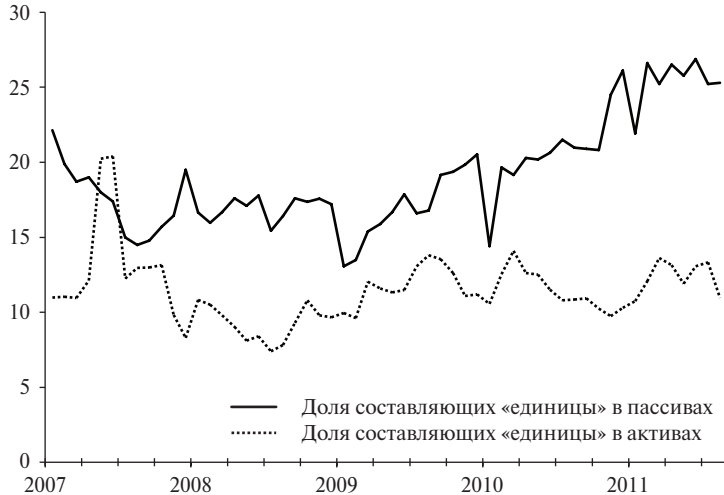
Intermediate ADF test results D(UNTITLED)				
Ряд	Вероятность	Ляг	Макс. ляг	Кол-во наблюдений
d(Iitg_Kc)	0,000	0	10	54
d(Iitg_Kf)	0,000	0	10	54
d(Iitg_L)	0,018	1	10	53
d(Iitg_Lc)	0,000	0	10	54
d(Iitg_Liq)	0,000	0	10	54
d(Iitg_N)	0,012	2	10	52
d(Iitg_Or)	0,000	0	10	54
d(Iitg_S)	0,000	0	10	54
d(Iitg_W)	0,000	0	10	54
d(Oitga_Kc)	0,000	1	10	53
d(Oitga_Kf)	0,000	1	10	53
d(Oitga_L)	0,000	1	10	53
d(Oitga_Lc)	0,000	1	10	53
d(Oitga_Liq)	0,000	1	10	53
d(Oitga_N)	0,000	1	10	53
d(Oitga_Or)	0,000	0	10	54
d(Oitga_S)	0,000	0	10	54
d(Oitga_W)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_Kc)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_Kf)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_L)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_Lc)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_Liq)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_N)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_Or)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_S)	0,000	1	10	53
d(Oitgp_W)	0,000	1	10	53

Доля составляющих «единицы» в балансе по активным и пассивным оборотам соответственно

Доля составляющих «единицы», %



Доля составляющих «единицы», %



**Е.В. Ерзунова**  
Научный  
руководитель —  
Т.А. Ратникова  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Исследование влияния социального капитала на заработную плату по данным RLMS

---

**В статье проведено эмпирическое исследование отдачи социального капитала на заработную плату. В качестве аппроксимации социального капитала применяются социальные сети, как потенциальные каналы трудоустройства индивидов. С помощью базы данных РМЭЗ проверяются две гипотезы: о положительной отдаче от личных связей на заработную плату и о преимуществе слабых связей перед сильными. В статье также предложены эконометрические методы борьбы со смещением самоотбора и эндогенностью.**

## Введение

*Важно не то, что ты знаешь,  
но то, кого ты знаешь.*

Социальный капитал отражает способность общества объединяться ради достижения общих целей. Несмотря на повсеместное внимание к этой концепции, ее теоретическое понимание все еще находится на стадии формирования, поэтому единого определения для данного понятия пока не существует. Считается, что социальный капитал состоит из трех основных элементов: разделяемых в обществе норм и ценностей, доверия и социальных сетей. Именно последняя составляющая — связи между индивидами — является объектом изучения в данной статье.

Социальный капитал способствует распространению информации, росту доверия между предпринимателями, обеспечивает ресурсы для общественных проектов и благотворительности, способствует эффективному управлению и стабильному экономическому росту. На индивидуальном уровне с увеличением социального капитала связывают повышение успеваемости, укрепление здоровья, рост удовлетворенности жизнью в целом, широкие возможности трудоустройства, более высокий статус занятости и заработные платы.

Вопрос о том, как именно индивиды находят работу, и какую роль в этом процессе играют социальные связи, — одни из тех, что представляют наибольший интерес и порождают самые противоречивые точки зрения в исследованиях рынка труда. Различие в заработных платах между работниками может быть только частично объяснено индивидуальными характеристиками (пол, возраст, образование, опыт работы), характеристиками рабочего места и сферы занятости, почти две трети колебаний в заработных платах согласно эмпирическим исследованиям остаются необъясненными.

Данная проблема тем более заслуживает внимания, что по общепринятому мнению Россия испытывает острый недостаток социального капитала. Обычно это объясняется устаревшими культурными нормами, жесткостью вертикали государственного управления, недостатком доверия после «лихих» 90-х, низким уровнем гражданского капитала, узостью социальных кругов. Однако рост безработицы в кризисный период и недавние события в России, вызвавшие усиление недовольства властью и протестных настроений в обществе, стимулируют развитие способности к коллективным действиям ради общих целей.

Целью настоящего исследования является анализ отдачи от социального капитала на заработную плату по российским данным. Задача работы также — прийти к более глубокому пониманию теоретических концепций социального капитала и выявить источники противоречий в эмпирических исследованиях.

Существует множество различных показателей, которыми можно измерять проявления социального капитала. Рассогласованность в выборе этого показателя (или группы показателей), а также отсутствие необходимых переменных в доступных данных зачастую осложняет проведение эконометрического анализа, поэтому эмпирические результаты проверки теоретических гипотез сильно разнятся. Большинство исследований было проведено на маленьких выборках, ограниченных определенной сферой занятости или отраслью экономики. Кроме того, многие исследователи игнорируют возможные проблемы гетерогенности и эндогенности. Поэтому практическая новизна нашей работы заключается в использовании различных методов анализа подобных данных и выявлении ограничений по применению того или иного способа оценки. Актуальность же проведенного анализа обусловлена недостатком эмпирических свидетельств в силу противоречивых результатов существующих исследований.

## 1. Обзор литературы

Понятие социального капитала находится на стыке нескольких наук — экономики, социологии и политики, поэтому определение данного понятия пересматривалось множество раз с различных точек зрения, и до сих пор исследователям не удалось выработать единый общепринятой дефиниции. В данной работе под социальным капиталом понимаются индивидуальные «ресурсы, задействованные в социальной сети, которые доступны и могут быть мобилизованы через связи в сети» [14].

В теории социальных сетей существует три основных социологических подхода: *гипотеза о силе слабых связей* Грановеттера [10], *теория структурных дыр* Бёрта [3] и *теория социальных ресурсов* Лина и др. [15]. Рассмотрим подробнее каждый из них.

Грановеттер разделяет все связи между людьми на два типа: сильные и слабые. К сильным связям он относит семью, близких друзей и родственников, а к слабым — коллег по работе (или любому другому виду деятельности), знакомых, дальних друзей и соседей. Сила межличностных отношений индивидов определяется пятью взаимосвязанными характеристиками: близостью, эмоциональной силой, частотой и продолжительностью контакта, взаимным доверием и числом общих знакомых. Основу гипотезы о силе слабых связей составляет идея о том, что источниками информации о возможностях трудоустройства скорее являются слабые связи, чем сильные. Логика такова, что близкие друзья индивида с большой вероятностью знакомы друг с другом и имеют схожие социальные сети, они образуют плотные социальные кластеры, информация по которым распространяется очень стремительно и потому часто дублируется. Напротив, слабые связи являются ожидаемым источником получения новой информации, отличной от той, которой индивид уже обладает, так как слабые связи соединяют малознакомых индивидов из разных частей социальной сети.

Американский социолог Бёрт критиковал гипотезу Грановеттера и выдвинул альтернативную теорию структурных дыр, которая является важным продолжением теории социальных сетей. Суть теории Бёрта состоит в том, что индивиды по разные стороны от разрыва в социальной сети (структурной дыры) находятся в разных частях социальной структуры и соответственно обладают различной информацией.

И если человек займет место структурной дыры, т.е. станет мостом между разными частями сети, то у него будет возможность получать новую уникальную информацию из каждой части этой социальной сети. Таким образом, преимущество социального капитала определяется не силой связи, а позицией индивида в сети и его способностью использовать свое выгодное положение.

Теория социальных ресурсов Лина и др. изучает природу ресурсов, заключенных внутри социальной сети. Согласно этой теории индивид склонен устанавливать и использовать свои контакты с теми людьми, которые обладают необходимой ему информацией, ресурсами или контролем над ресурсами, иными словами, под социальными ресурсами понимаются выгодные индивиду контакты.

Экономическая теория изучает сетевые эффекты в рамках макроэкономических моделей поиска работы [4; 18; 19]. В них показано, что пользователи социальной сети сталкиваются с более высоким спросом на труд, чем те, кто не использует личные связи, поэтому равновесие на рынке труда для пользователей сети соответствует более высокой заработной плате.

Если говорить об эмпирических исследованиях, то их результаты очень сильно разнятся и часто противоречат друг другу. Часть исследователей обнаружили положительную отдачу от социального капитала на заработную плату [12; 22], что вполне согласуется с социологической и экономической теорией. Однако существуют работы, в которых не обнаружено значимой взаимосвязи между использованием социального капитала и заработной платой [1; 6; 20], а некоторые исследователи обнаружили даже отрицательную отдачу [7; 8; 9]. Многие из этих эмпирических анализов построены на маленьких выборках, определенных отраслях производства или сферах занятости. Кроме того, различаются эконометрические методы и сами данные, — в большинстве статей изучаются только пространственные данные.

Что касается гипотезы о силе слабых связей, то в отношении заработной платы она не нашла существенного подтверждения [2; 17], о чем говорил и сам Грановеттер [10]. Однако согласно ряду исследований слабые связи все же давали преимущество в заработной плате по сравнению с сильными связями при некоторых ограничениях [21]. Куда большее подтверждение получила теория социальных ресурсов Лина и др., но чтобы ее проверить, необходимо обладать подробной информацией о структуре сети.

## 2. Данные и методология

### 2.1. Описание данных

В настоящем исследовании использована база данных «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (RLMS-HSE). Для анализа отдачи от социального капитала на заработную плату взята репрезентативная выборка 19-й волны обследования, что соответствует 2010 г. Из данных были исключены респонденты, которые: 1) отказались от ответа, не ответили или затруднились ответить на ключевые для данного исследования вопросы; 2) были младше 16 и старше 65 лет; 3) ответили «нет» на вопрос об официальном оформлении на основной работе (по трудовой книжке, трудовому соглашению, контракту). Количество наблюдений в исследуемой выборке составляет 3686 респондентов.

Необходимо отметить, что база данных РМЭЗ имеет ряд существенных для этого исследования недостатков. Во-первых, так как данные представляют собой результаты опросов, существует большая вероятность искажения реальных данных. Во-вторых, в данных РМЭЗ отсутствует верхняя по доходам группа населения — самое богатое население России, что вызывает ошибку так называемого *смещения самоотбора*. В-третьих, для целей настоящего исследования в базе РМЭЗ нет важной информации о структуре сети, о предыдущей занятости респондентов, о профессии родителей респондента, обо всех используемых и доступных индивиду каналах поиска работы и издержках этого поиска. Все вышеназванные недостатки базы РМЭЗ могут так или иначе влиять на результаты анализа, однако это то, с чем сталкивается любой исследователь при работе с существующими опросниками, а не с собственным заказным обследованием.

### 2.2. Описание зависимой переменной и объясняющих факторов

В качестве зависимой переменной в анализе используется логарифм реальной почасовой ставки заработной платы (переменная  $\ln wage$ ). В качестве объясняющей переменной, аппроксимирующей социальный капитал, выступает канал поиска работы. В опросе РМЭЗ респонденты отвечали на вопрос о том, как они нашли свою основную работу. В качестве ответа предлагалось 13 различных вариантов, три из которых можно отнести к использованию социальных сетей:

- через родственников (дамми-переменная *family*);
- через друзей или знакомых (дамми-переменная *friends*);
- по приглашению руководства или сотрудников этой организации (дамми-переменная *inv*).

В целом использование личных контактов как способа трудоустройства было обозначено фиктивной переменной *ties*, которая принимает значение 1 в случае использования социальных сетей и 0 — в случае использования формальных каналов поиска работы (по распределению, через объявление, службу занятости и др.).

Для практической части исследования неформальные каналы поиска работы были разделены на сильные и слабые связи. К сильным связям (дамми-переменная *strong*) были отнесены родственники (*family*), а к слабым (дамми-переменная *weak*) — друзья, знакомые и приглашения со стороны руководства и сотрудников организации (*friends* и *inv*).

В данной исследовательской работе для оценки вариаций в заработной плате использованы такие контрольные переменные, как:

- показатели человеческого капитала (образование, опыт работы);
- индивидуальные характеристики индивида (пол, возраст, семейное положение, владение иностранным языком, количество детей до 18 лет);
- характеристики предприятия (размер организации и форма собственности);
- характеристики рабочего места (сфера занятости, рискованность работы и наличие у индивида подчиненных);
- регионы и тип населенного пункта.

Подробная информация обо всех используемых показателях приведена в приложении (табл. 1).

## 2.3. Гипотезы

В данной работе проверялись две базовые гипотезы теории социальных сетей.

*Гипотеза 1. Социальный капитал имеет положительную отдачу на заработную плату.*

Иными словами, проверяется эффективность такого метода поиска работы, как трудоустройство через личные контакты с точки зрения экономической отдачи на заработную плату. Данную гипотезу можно будет считать подтвержденной, если соответствующий коэффициент



перед переменной *ties* будет положительным и значимым в регрессионных уравнениях логарифма заработной платы.

*Гипотеза 2. Слабые связи оказывают большее влияние на заработную плату, чем сильные связи.*

Данная гипотеза, выдвинутая согласно теории Грановеттера, также не нашла эмпирического подтверждения. Она будет считаться подтвержденной, если коэффициент отдачи от переменной *weak* превысит по абсолютной величине коэффициент отдачи от переменной *strong* (при этом оба коэффициента должны быть значимыми). Необходимо также учесть, что исследование фактически использованных каналов трудоустройства вместо потенциально возможного размера социальной сети приводит к недооценке эффекта отдачи.

### 3. Эмпирический анализ данных

#### 3.1. Метод наименьших квадратов

Первым и самым простым из рассматриваемых методов является МНК. В приложении приведена подробная информация о коэффициентах, их стандартных отклонениях и значимости по четырем различным спецификациям модели заработной платы с включенной дамми-переменной об использовании связей (табл. 2 приложения). В этих моделях были последовательно исключены незначимые переменные: семейное положение (модель 2), малый размер предприятия (модель 3) и крупный размер предприятия (модель 4). Как легко заметить, при переходе от модели к модели коэффициенты и их стандартные ошибки практически не менялись, что свидетельствует о стабильности результатов. Среди приведенных спецификаций выбор был сделан в пользу модели 3, так как ее скорректированный коэффициент детерминации (0,3290) выше, чем у последней модели (0,3288); это говорит о том, что выкинутый показатель (дамми-переменная для крупного предприятия) являлся все-таки значимым. Выбранную модель можно представить в виде:

$$\begin{aligned} \log w = & \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 sex + \beta_4 child + \beta_5 higheduc + \\ & + \beta_6 speceduc + \beta_7 gorod + \beta_8 lang + \beta_9 small + \beta_{10} large + \\ & + \beta_{11} gos + \beta_{12} for + \beta_{13} own + \beta_{14} sub + \beta_{15} risk + \\ & \sum \gamma Profession + \sum \mu Region + \vartheta Ties + \varepsilon. \end{aligned}$$

Согласно полученным результатам отрицательное влияние на заработную плату оказывают только показатели квадрата возраста и дамми-переменные государственного и малого предприятия, что легко объясняется логически. С определенным возрастом люди теряют свои навыки, знания, а также скорость восприятия, способность к обучению и проч., что, естественно, сказывается на заработной плате, т.е. зависимость от возраста не линейная, а вогнутая. Низкий уровень оплаты труда в государственных компаниях уже давно не вызывает удивлений, а малые предприятия ввиду невозможности сэкономить на масштабе просто не могут позволить себе платить высокие заработные платы. Кроме дамми-переменной для крупного предприятия, незначимым в модели 3 является только показатель использования личных связей, поэтому в дальнейшем преобразования спецификации касались лишь данного элемента. Причем надо заметить, что коэффициент при переменной *ties* одинаково незначим во всех спецификациях, что делает невозможной проверку первой гипотезы. В табл. 1 представлены оцененные значения параметров при переменной канала поиска работы в случае замены в модели 3 показателя использования социальных сетей на различные подкатегории.

Из представленных результатов видно, что обращение к родственникам всегда незначимо отражается на заработной плате, а вот трудоустройство по приглашению руководства или сотрудников этой компании всегда значимо влияет на нее, но в отрицательную сторону. Это интересное наблюдение может быть связано с неоправданными ожиданиями индивидов относительно поведения приглашенного сотрудника (так называемый эффект разочарования). Сильные и слабые связи незначительно отражаются на заработной плате. В качестве окончательной версии была выбрана модель 6, которая включает все три канала поиска работы через личные контакты.

Таким образом, метод наименьших квадратов не позволил проверить поставленные гипотезы. Однако этот метод имеет ряд недостатков, связанных с игнорированием проблем смещения самоотбора и эндогенности, поэтому следует провести дальнейший анализ.

### 3.2. Метод Хекмана

Следующим способом оценки отдачи от социального капитала на заработную плату является метод Хекмана [11]. Данный способ также предполагает экзогенность выбора канала поиска работы. Это возмож-

**Таблица 1.** Различные спецификации уравнения заработной платы, 2010 г.

Модель	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Родственники	–	0,0370 (0,0359)	0,0303 (0,0337)	–	–	–	0,052 (0,035)	–	0,0198 (0,033)
Друзья и знакомые	–	0,0340 (0,0217)	–	0,0401* (0,0211)	–	–	0,049* (0,021)	0,026 (0,021)	–
По приглашению	–	0,072** (0,034)	–	–	0,091*** (0,032)	–	–	0,079** (0,034)	0,088*** (0,033)
Слабые связи	0,0097 (0,0217)	–	–	–	–	0,0023 (0,0204)	–	–	–
Сильные связи	0,0359 (0,0359)	–	–	–	–	–	–	–	–
<i>R<sup>2</sup> adj</i>	0,3289	0,3304	0,3290	0,3295	0,3303	0,3289	0,3298	0,3304	0,3302

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Источник: База данных РМЭЗ.

но, если согласиться с концепцией, что социальный капитал — побочный продукт взаимодействия индивидов в ходе их деятельности [5], который автоматически накапливается без издержек для индивида, и последний не инвестирует в него сознательно; только тогда выбор каналов поиска работы можно воспринимать как независимый.

На первом шаге данного метода была построена пробит-модель для оценки вероятности принятия положительного решения о выходе на работу. Проанализированы различные варианты спецификации бинарной модели для определения вероятности занятости индивидов. В итоге была выбрана следующая модель:

$$Prob(rab = 1) = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 sex + \beta_4 child + \\ + \beta_5 higheduc + \beta_6 speceduc + \beta_7 gorod + \sum \mu Region + \varepsilon.$$

Результаты ее оценки представлены в табл. 3 приложения. После оценки этой модели были рассчитаны функции распределения и плотности для стандартного нормального распределения независимых факторов, и на их основе рассчитана лямбда Хекмана: она получилась равной 0,1511. Ее значимость определяется на втором шаге метода Хекмана путем оценки уравнения заработной платы через МНК. В это уравнение вошли все независимые факторы, включая лямбду и показатель использования личных связей.

$$\log W = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 sex + \beta_4 mar + \beta_5 child + \\ + \beta_6 higheduc + \beta_7 speceduc + \beta_8 gorod + \beta_9 lang + \beta_{10} small + \\ + \beta_{11} med + \beta_{12} large + \beta_{13} gos + \beta_{14} for + \beta_{15} own + \beta_{16} sub + \\ + \beta_{17} risk + \sum \gamma Profession + \sum \mu Region + \vartheta Ties + \tau \lambda + \varepsilon.$$

Полученные результаты отражены в табл. 2.

Кроме того, была проведена корректировка ковариационной матрицы (робастные оценки), так как в противном случае оценки оказались бы несостоятельными. Лямбда Хекмана получилась значимой, что согласно одноименному методу говорит о присутствии в данных смещения самоотбора (и это верно для всех проверенных спецификаций), а следовательно, оценки, полученные по методу МНК в предыдущем разделе, были смещенными. Использование личных связей в качестве канала поиска работы незначимо отражается на заработной плате.

**Таблица 2.** Результаты оценки уравнения заработной платы по методу Хекмана, 2010 г.

	Оцененный коэффициент	Скорректированные стандартные ошибки (robust)
Лямбда	-1,637***	0,110
Личные связи	0,0221	0,02206
$R^2$	0,2677	
Количество наблюдений	3686	

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

Источник: База данных РМЭЗ.

При попытке заменить переменную *ties* на подкатегории получили следующие результаты: отдача от переменной *family* (сильные связи) незначима всегда, отдача от *friends* положительна и значима, в то время как отдача от *inv* всегда отрицательна и значима. Скорее всего, эффект положительной отдачи от друзей и знакомых погашается отрицательным эффектом от приглашения со стороны руководства и сотрудников фирмы, в результате отдача от сильных связей по абсолютной величине всегда превосходит отдачу от слабых связей.

Таким образом, исследование данных РМЭЗ по методу Хекмана не позволило обнаружить ни значимую отдачу от использования социальных сетей на заработную плату, ни преимущество в слабых связях по отношению к сильным. Зато данный метод позволил установить несостоятельность оценок по МНК «селективного смещения». Однако данный способ расчета подразумевает экзогенность выбора канала поиска работы, поэтому в следующем разделе будет рассмотрен альтернативный метод, позволяющий учесть возможную эндогенность.

### 3.3. Модель переключения

Последним методом оценки влияния социальных сетей на заработную плату, исследуемым в данной работе, является построение моделей переключения (switching regression). Этот способ предполагает эндогенность выбора использования связей и отдельно оценивает три уравнения: уравнение режима и два уравнения заработной платы в зависимости от выбранного индивидом канала трудоустройства. Полученные результаты для 19-й волны обследования представлены в

табл. 4 приложения. Уравнение выбора режима — использовать или нет социальные связи в качестве канала поиска работы — было исследовано в следующей спецификации.

$$Ties = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 sex + \beta_4 child + \beta_5 mar + \\ + \beta_6 higheduc + \beta_7 speceduc + \varepsilon.$$

В данное уравнение включены все индивидуальные характеристики респондента (пол, возраст, количество детей, семейное положение, образование, тип населенного пункта) и, напротив, не включены характеристики рабочего места, сферы занятости и предприятия, так как выбор использовать связи или нет осуществляется индивидом до вступления в должность. Географические регионы не оказывали значимого влияния на выбор режима, поэтому были исключены из данного регрессионного уравнения. Согласно полученным результатам все переменные, кроме показателей возраста, оказывают значимое влияние на решение индивида об использовании связей. Средний вектор вероятности использования социальных контактов в качестве канала трудоустройства составил 0,466, т.е. вероятность того, что случайно выбранный индивид из нашей выборки примет решение об использовании сетей, меньше 50%. В действительности в выборке присутствуют индивиды, которые более склонны воспользоваться связями, так как обладают определенным набором личных характеристик, а есть и такие, которые менее склонны принять это решение. Таким образом, мужчины, женатые люди, люди с образованием из города или областного центра в меньшей степени расположены к тому, чтобы использовать свои связи. Возраст, хоть и незначимо, все же оказывает в целом положительное влияние на решение об использовании личных контактов.

Далее были оценены два отдельных уравнения заработной платы в зависимости от использования социальных сетей в качестве канала трудоустройства со следующей спецификацией.

$$\log W = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 sex + \beta_4 child + \beta_5 higheduc + \\ + \beta_6 speceduc + \beta_7 gorod + \beta_8 lang + \beta_9 small + \beta_{10} large + \\ + \beta_{11} gos + \beta_{12} for + \beta_{13} own + \beta_{14} sub + \beta_{15} risk + \\ + \sum \gamma Profession + \sum \mu Region + \varepsilon.$$

Результаты оценки двух различных уравнений в зависимости от выбранного канала трудоустройства представлены в табл. 4 приложе-

ния. Самый важный результат заключается в том, что коэффициенты корреляции между уравнением режима и уравнениями заработных плат ( $\rho_{1n}$  и  $\rho_{0n}$ ) значимо отличаются от нуля (хотя и в разную сторону). Это говорит о том, что выбор — использовать сети или нет является эндогенным, поэтому, несмотря на сложность расчетов по методу моделей переключения, они являются более адекватными по сравнению с методами МНК и Хекмана, которые автоматически предлагают экзогенность. Игнорирование этого факта может привести к переоценке отдачи от социального капитала, причем в большей степени для тех, кто использовал социальные связи. Поскольку личные характеристики влияют на выбор индивида относительно использования связей, есть вероятность того, что различие в заработных платах определяют именно эти характеристики, а не сам факт использования связей как таковых, т.е. существует некий механизм самоотбора, а сами контакты являются лишь его передаточным механизмом. Другой не менее важный результат состоит в том, что спецификации уравнений заработной платы в зависимости от выбора режима сильно отличаются друг от друга, так как имеют различный набор значимых объясняющих факторов.

Для того чтобы связать полученные результаты с проверяемыми гипотезами, были сгенерированы два новых показателя, отражающих предсказанную заработную плату по оцененным моделям. Согласно модели переключения, индивиды предпочитают использовать связи вместо формальных каналов только в том случае, если им это принесет больший ожидаемый выигрыш (ненаблюдаемая переменная). Вероятность такого события по оцененной модели — 0,466, это своеобразная точка отсечения: выше нее находятся индивиды, которым выгодно использовать связи, а ниже — те, которым невыгодно. Соответственно верхняя группа индивидов примет положительное решение об использовании социальных контактов и получит  $\ln wage1$ , которая рассчитана с учетом всех оцененных по уравнению заработной платы коэффициентов для этой категории респондентов. Нижняя группа примет отрицательное решение и получит  $\ln wage0$ , также рассчитанную с учетом оценок коэффициентов, представленных в табл. 4 приложения. Полученные результаты приведены в табл. 7.

Наблюдаемая отдача от использования личных контактов на заработную плату и предсказанные по модели переключения средние значения дают одинаковый результат: использование социальных связей приводит к росту заработной платы по сравнению с трудоустройством через формальные каналы. Причем если для наблюдаемых значений

**Таблица 7.** Статистика наблюдаемых и предсказанных по модели переключения средних значений заработной платы, 2010 г.

	Личные связи		Формальные каналы	
	Наблюдаемая з/п	Предсказанная з/п	Наблюдаемая з/п	Предсказанная з/п
Среднее значение	3,948	3,9701	3,936	3,898
Стандартное отклонение	0,751	0,554	0,735	0,368

Источник: База данных РМЭЗ.

разница между этими средними показателями была статистически незначима (согласно  $t$ -ст. =  $-0,499$ ), то разница между средними предсказанными значениями является значимой ( $t$ -ст. =  $4,582^{***}$ ). Однако это верно только для средних значений, применить данный вывод ко всем респондентам невозможно, так как сравнение распределений для двух абсолютно разных выборок не будет иметь смысла. Кроме того, стандартное отклонение для использующих личные связи больше, чем для тех, кто трудоустраивается через формальные каналы. Поэтому для первых минимальная заработная плата — ниже, а максимальная — выше, это говорит о том, что всегда найдется человек, который устроившись на работу благодаря связям в силу определенных личных характеристик будет получать более низкую заработную плату, чем устроившийся через формальные каналы. Иными словами, нельзя сказать, что индивид однозначно получит более высокую заработную плату, найдя работу с помощью личных контактов, важны еще и индивидуальные характеристики.

Данный метод не позволяет проверить гипотезу о *силе слабых связей* по ряду причин. Во-первых, нам неизвестно, какие каналы поиска работы были индивиду в принципе доступны, — вполне вероятно, что он воспользовался единственно доступным ему способом трудоустройства: будь то формальный канал или вполне определенный вид связи. Во-вторых, выбор использования связей, как было установлено выше, т.е. существуют люди, которые в силу определенных характеристик более склонны использовать социальные сети. Поэтому анализ модели переключения только для этой группы индивидов будет вызывать сильнейшее селективное смещение: исследуемая выборка будет нерепрезентативна по отношению ко всей совокупности данных.



Таким образом, анализ модели переключения обнаружил эндогенность выбора об использовании социальных сетей, а также позволил выявить гетерогенность в объясняющих факторах для двух уравнений заработной платы в зависимости от выбранного способа трудоустройства. Это говорит о том, что оценки, полученные по МНК и методу Хекмана, подвержены смещению и скорее всего неэффективны. Согласно проведенному исследованию использование связей дает преимущество в отношении среднего значения заработной платы по сравнению с формальными каналами трудоустройства. Однако делать вывод относительно первой проверяемой гипотезы только по этому факту кажется преждевременным. Что касается второй гипотезы, то данный метод не позволяет ее проверить в силу ряда причин.

## Заключение

Согласно макроэкономическим моделям поиска работы социальные связи способствуют распространению информации о возможностях трудоустройства, а также порождают положительные ожидания у работодателей относительно производительности рекомендованных соискателей. Два этих эффекта в совокупности должны обеспечивать более высокую заработную плату для трудоустроившихся посредством связей, однако результаты эмпирических исследований на этот счет неоднозначны. Это обусловлено различным характером имеющихся данных и используемым набором объясняющих факторов, а также применяемыми эконометрическими методами и выбором переменной, аппроксимирующей социальный капитал.

Проведенный анализ на российских данных по базе РМЭЗ подтвердил известный стилизованный факт о важности такого канала поиска работы, как социальные сети. Более половины всех включенных в выборку респондентов ответили, что нашли свою основную работу с использованием личных контактов. Исследование было построено на пространственных данных 19-й волны обследования и включало три различных метода оценки: МНК, двухшаговый метод Хекмана и модель переключения. Каждый из приведенных способов имеет свои достоинства и недостатки. Анализ по методу Хекмана выявил наличие селективного смещения в данных, поэтому оценки по МНК не являются состоятельными. Использование эндогенной модели переключения оказалось оправданным: выбор трудоустройства через социальные связи не является экзогенным, а определяется индивидуальными ха-

раактеристиками респондента. Поэтому последний метод оценки представляется наиболее адекватным, однако он не учитывает селективно-го смещения выборки, а применять и интерпретировать его результаты нужно крайне осторожно.

В ходе анализа проверялись две гипотезы: о положительной отдаче от социального капитала на заработную плату и о *силе слабых связей*. Оценки по методу МНК и Хекмана не выявили значимого влияния социальных сетей, однако модель переключения скорее подтверждает первую гипотезу: с учетом эндогенности выбора в среднем заработные платы выше у тех, кто трудоустроился через личные контакты, чем для тех, кто устроился через формальные каналы поиска работы. Но следует помнить, что данные РМЭЗ подвержены смещению в сторону низкодоходных и менее образованных групп населения, а также не включают ряд существенных для данного исследования переменных, поэтому делать категорический вывод об однозначном и положительном влиянии социальных сетей представляется преждевременным. По результатам МНК и метода Хекмана гипотезу о преимуществе в заработной плате для тех, кто трудоустроился посредством слабых связей по сравнению с устроившимися благодаря сильным связям, оказалось невозможным ни подтвердить, ни опровергнуть: соответствующие коэффициенты всегда были незначимыми, поэтому сравнивать их отдачу нельзя. Необходимо отметить, что в целом влияние канала поиска работы через родственников, друзей и знакомых было положительным, а канала трудоустройства через приглашения со стороны начальства и сотрудников компании — отрицательным. Поэтому не самое удачное, но единственно возможное по имеющимся данным разделение всех личных контактов на слабые и сильные связи привело к тому, что два противоположных эффекта сводят на нет значимость влияния слабых связей.

За рамками данного исследования осталась только одна возможная проблема оценки отдачи от социального капитала — проблема причинно-следственной связи. В качестве одной из перспектив дальнейшего исследования необходимо отметить возможность использования панельных данных. Методы анализа панелей позволяют учитывать одновременное влияние селективного смещения в данных и эндогенности выбора, что могло бы существенно улучшить полученные оценки. Кроме того, можно исследовать отдачу от социального капитала на более однородных выборках — отдельно по каждому региону, сфере занятости и экономическому сектору. Однако специфика этой исследовательской проблемы предполагает, что анализ лучше всего строить

на данных специально проведенных опросов, которые включали бы все существенные для указанной проблемы вопросы.

## Источники

1. *Boxman E.A.W., De Graaf P.M., Flap H.D.* The Impact of Social and Human Capital on the Income Attainment of Dutch Managers // *Social Networks*. 1991. Vol. 13. No. 1. P. 51–73.

2. *Bridges W.P., Villemez W.J.* Informal Hiring and Income in the Labor Market // *American Sociological Review*. 1986. Vol. 51. P. 574–582.

3. *Burt R.S.* *Structural Holes* // *The Social Structure of Competition*. Cambridge, MA; L.: Harvard University Press, 1992.

4. *Cahuc P., Fontaine F.* On the Efficiency of Job Search with Social Networks. IZA Discussion Papers No. 583. Institute for the Study of Labor (IZA). 2002.

5. *Coleman J.* Social Capital in the Creation of Human Capital // *The American Journal of Sociology*. 1988. Vol. 94. P. 95–120.

6. *Corcoran M., Datcher L.L., Duncan G.J.* Most Workers Find Jobs through Word of Mouth // *Monthly Labour Review*. 1980. Vol. 103. No. 8. P. 33–35.

7. *Delattre E., Sabatier M.* Social Capital and Wages: An Econometric Evaluation of Social Networking's Effects // *Labour*. 2007. Vol. 21. No. 2. P. 209–236.

8. *Elliot J.* Social Isolation and Labor Market Insulation: Network and Neighborhood Effects on Less-Educated Urban Workers // *Sociological Quarterly*. 1999. Vol. 40. No. 2. P. 199–216.

9. *Flap H., Boxmann E.* Getting Started: The Influence of Social Capital on the Start of the Occupational Career // *Social Capital: Theory and Research* / N. Lin, K.S. Cook, R.S. Burt (eds). N.Y.: Aldine de Gruyter, 2001. P. 159–181.

10. *Granovetter M.S.* The Strength of Weak Ties // *American Journal of Sociology*. 1973. Vol. 78. No. 6. P. 1360–1380.

11. *Heckman J.J.* The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models // *The Annals of Economic and Social Measurement*. 1976. Vol. 5. P. 475–492.

12. *Hermann Z., Kopasz M.* The Effects of Social Capital on Wage Income: A Multi-country Analysis // *Corvinus Journal of Sociology and Social Policy*. 2011. Vol. 2. No. 2. P. 3–26.

13. *Lee L.* Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables // *International Economic Review*. 1978. Vol. 19. No. 2. P. 415–433.

14. *Lin N.* *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action* // *Structural Analysis in the Social Sciences Series*. Cambridge University Press, 2001.

15. *Lin N., Ensel W., Vaughn J.* Social Resources and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment // *American Sociological Review*. 1981. Vol. 46. No. 4. P. 393–405.

16. *Maddala G.S.* Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics // Cambridge University Press. 1986. Economic Society Monographs.

17. *Marsden V., Hurlbert J.S.* Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension // *Social Forces*. 1988. Vol. 66. No. 4. P. 1038–1059.

18. *Montgomery J.D.* Job Search and Network Composition: Implications of the Strength-of-Weak-Ties Hypothesis // *American Sociological Review*. 1992. Vol. 57 (Oct.). P. 586–596.

19. *Mortensen D.T., Vishwanath T.* Personal Contacts and Earnings: It Is Who You Know! // *Labour Economics*. Elsevier. 1994. Vol. 1. No. 2. P. 187–201.

20. *Mouw T.* Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter? // *American Sociological Review*. Dec. 2003. Vol. 68. No. 6. P. 868–898.

21. *Wegener B.* Job Mobility and Social Ties: Social Resources, Prior Job, and Status Attainment // *American Sociological Review*. 1991. Vol. 56. No. 1. P. 60–71.

22. *Xue L.* Social Capital and Wages Outcomes of Recent Immigrants to Canada. Department of Economics, University of Ottawa, 2008.

## Приложение

Таблица 1. Описание переменных

Переменная	Обозначение	Тип переменной, расшифровка
Регионы	<i>North, Central, Volga, Kavkaz, Ural, Sib, FarEast, South</i>	Дамми-переменные
Тип населенного пункта	<i>Gorod</i>	Дамми-переменная: 1 — областной центр, город; 0 — поселок городского типа, село
Возраст	<i>Age; age<sup>2</sup></i>	Количественная переменная, посчитанная путем разницы между годом проведения интервью и годом рождения респондента, исключены те кому меньше 16 лет и больше 65; $age^2 = age \cdot age$
Семейное положение	<i>Mar</i>	Дамми-переменная: 1 — состоит в зарегистрированном браке, 0 — иначе

Переменная	Обозначение	Тип переменной, расшифровка
Образование	<i>Higheduc (Speceduc)</i>	Дамми-переменные: 1 — законченное высшее образование и выше (законченное среднее специальное образование), 0 — иначе
Пол	<i>Sex</i>	Дамми-переменная: 1 — мужской, 0 — женский пол
Статус занятости	<i>Rab</i>	Дамми-переменная: 1 — рабочая сила (респондент работает в настоящее время или находится в декретном или любом другом отпуске), 0 — респондент не работает; исключены те, кто работает неофициально
Сфера занятости	<i>Mil, man, profh, profs, office, service, agr, craft, prom, workers</i>	Дамми-переменные согласно классификации ISCO88
Каналы устройства на работу — 1	<i>Family, friends, inv</i>	Дамми-переменные: <i>family</i> — через родственников; <i>friends</i> — через друзей или знакомых; <i>inv</i> — по приглашению руководства или сотрудников
Каналы устройства на работу — 2	<i>Ties, weak, strong</i>	Дамми-переменные: <i>ties = friends + family + inv</i> ; <i>ties = 1</i> — через личные контакты, <i>ties = 0</i> — через формальные каналы поиска работы (объявления, служба занятости, непосредственное обращение в организацию и др.); <i>weak = friends + inv</i> ; <i>strong = family</i>
Размер предприятия	<i>Small, med, large</i>	Дамми-переменные: <i>small</i> — малое предприятие (до 100 человек), <i>med</i> — среднее (от 101 до 250), <i>large</i> — крупное (от 251)
Характеристика работы — 1	<i>Sub</i>	Дамми-переменная: 1 — если есть подчиненные на работе, 0 — если нет
Характеристика работы — 2	<i>Risk</i>	Дамми-переменная: 1 — если вредное или опасное производство, 0 — если нет

Переменная	Обозначение	Тип переменной, расшифровка
Форма собственности предприятия	<i>Gos, for, own</i>	Дамми-переменные: <i>gos</i> — государственная, <i>for</i> — иностранная, <i>own</i> — собственное предприятие
Количество детей до 18 лет	<i>Child</i>	Количественная переменная
Владение иностранным языком	<i>Lang</i>	Дамми-переменная: 1 — свободное владение, изъяснение, чтение, перевод со словарем; 0 — иначе (эта переменная есть только в 19-й волне)
Стаж или опыт работы	<i>Exp; exp2</i>	Количественная переменная: <i>exp</i> = общий трудовой стаж до 1 января 2002 г. + общий трудовой стаж после 1 января 2002 г. (не считая времени учебы на дневном отделении вуза или техникума); <i>exp2</i> = $exp^2$
Заработная плата	<i>Lnwage</i>	Количественная переменная: логарифм почасовой ставки заработной платы (вычисленной путем деления денег, полученных по основному месту работы после вычета налогов и отчислений за последние 30 дней, на фактически отработанные часы за это время, а затем деленной на ИПЦ и приведенной к базе 2007 г.)

Источник: База данных РМЭЗ.

**Таблица 2.** Результаты оценки уравнения заработной платы по МНК, 2010 г.

Показатель	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
Возраст	0,0219** (0,0109)	0,0219** (0,0109)	0,0223** (0,0109)	0,0223** (0,0109)
Квадрат возраста	-0,00029** (0,00011)	-0,00029** (0,00011)	-0,0003** (0,00011)	-0,0003** (0,00011)
Пол (мужчина)	0,215*** (0,0258)	0,213*** (0,0251)	0,213*** (0,0251)	0,213*** (0,025)
Семейное положение (в браке)	-0,00676 (0,0231)	—	—	—

Показатель	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
Количество детей	0,043*** (0,0165)	0,0427*** (0,0164)	0,0419** (0,0164)	0,0418** (0,0164)
Высшее образование	0,334*** (0,032)	0,334*** (0,032)	0,335*** (0,032)	0,336*** (0,032)
Среднее специальное образование	0,0873*** (0,0265)	0,0871*** (0,0265)	0,0882*** (0,0265)	0,0881*** (0,0265)
Тип населенного пункта (город)	0,28*** (0,023)	0,28*** (0,023)	0,28*** (0,023)	0,28*** (0,023)
Владение иностранным языком	0,0839*** (0,03)	0,084*** (0,03)	0,0837*** (0,03)	0,0871*** (0,029)
Малое предприятие	-0,0896*** (0,0259)	-0,0897*** (0,0259)	-0,1*** (0,0235)	-0,113*** (0,0215)
Среднее предприятие	0,037 (0,039)	0,037 (0,039)	—	—
Крупное предприятие	0,0539* (0,032)	0,0536* (0,032)	0,0431 (0,0302)	—
Государственное предприятие	-0,141*** (0,022)	-0,141*** (0,022)	-0,14*** (0,022)	-0,137*** (0,022)
Иностранное предприятие	0,228*** (0,061)	0,227*** (0,061)	0,23*** (0,061)	0,238*** (0,061)
Собственное предприятие	0,189*** (0,063)	0,188*** (0,063)	0,189*** (0,063)	0,194*** (0,063)
Наличие подчиненных	0,154*** (0,027)	0,154*** (0,027)	0,154*** (0,027)	0,157*** (0,027)
Рискованность работы	0,13*** (0,028)	0,13*** (0,028)	0,13*** (0,028)	0,13*** (0,028)
Законодатели, чиновники	0,402*** (0,059)	0,401*** (0,059)	0,403*** (0,059)	0,402*** (0,059)
Профессионалы с высшим образованием	0,45*** (0,043)	0,45*** (0,043)	0,45*** (0,043)	0,45*** (0,043)
Профессионалы со средним специальным образованием	0,366*** (0,0417)	0,366*** (0,0416)	0,367*** (0,0416)	0,368*** (0,0416)
Офисные работники	0,285*** (0,056)	0,284*** (0,056)	0,285*** (0,056)	0,287*** (0,056)
Обслуживающий персонал	0,172*** (0,043)	0,171*** (0,043)	0,169*** (0,043)	0,167*** (0,043)
Ремесленники	0,406*** (0,043)	0,406*** (0,043)	0,405*** (0,043)	0,407*** (0,043)

Показатель	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
Промышленные рабочие	0,347*** (0,0409)	0,346*** (0,0408)	0,346*** (0,0408)	0,348*** (0,0408)
Северный округ	0,686*** (0,065)	0,687*** (0,065)	0,686*** (0,065)	0,686*** (0,065)
Центральный округ	0,536*** (0,0603)	0,536*** (0,0603)	0,536*** (0,0603)	0,538*** (0,0603)
Приволжский округ	0,145** (0,061)	0,145** (0,061)	0,143** (0,061)	0,145** (0,061)
Уральский округ	0,277*** (0,069)	0,277*** (0,069)	0,278*** (0,069)	0,280*** (0,069)
Сибирский округ	0,210*** (0,063)	0,21*** (0,063)	0,209*** (0,063)	0,211*** (0,063)
Дальневосточный округ	0,395*** (0,075)	0,395*** (0,075)	0,394*** (0,075)	0,394*** (0,075)
Южный округ	0,313*** (0,064)	0,313*** (0,064)	0,313*** (0,064)	0,314*** (0,064)
Социальные связи	0,013 (0,0209)	0,013 (0,0209)	0,014 (0,0209)	0,014 (0,0209)
Константа	2,480*** (0,265)	2,480*** (0,265)	2,480*** (0,265)	2,480*** (0,265)
$R^2$	0,3346	0,3346	0,3344	0,3341
$R^2 adj$	0,3288	0,3290	0,3290	0,3288
Число наблюдений	3686	3686	3686	3686

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Источник: База данных РМЭЗ.



**Таблица 3.** Результаты оценки пробит-модели вероятности быть занятым (зависимая переменная *rab*), 2010 г.

Переменная	Коэффициент	Стандартное отклонение
Пол (мужской)	0,232***	0,0429
Возраст	0,225***	0,0213
Квадрат возраста	−0,0029***	0,00021
Количество детей	−0,0551	0,0358
Наличие высшего образования	0,568***	0,0543
Наличие среднего специального образования	0,346***	0,0486
Тип населенного пункта (город)	0,186***	0,0444
Северный округ	0,437***	0,119
Центральный округ	0,411***	0,105
Приволжский округ	0,299***	0,108
Уральский округ	0,286***	0,123
Сибирский округ	0,278***	0,111
Дальневосточный округ	0,454***	0,135
Южный округ	0,491***	0,116
Константа	−3,801***	0,5309
Кол-во наблюдений	5276	
Log likelihood	−2475,223	
Pseudo $R^2$	0,1669	

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Источник: База данных РМЭЗ.

**Таблица 4.** Результаты оценки модели переключения, 2010 г.

Показатель	Режим 1: социальные контакты (зависимая переменная — lnwage)	Режим 2: формальные каналы (зависимая переменная — lnwage)	Уравнение выбора режима (зависимая переменная — ties)
Возраст	0,0169 (0,0159)	0,0281*** (0,0073)	0,0132 (0,006)
Квадрат возраста	-0,0002 (0,00017)	-0,000359*** (0,00007)	0,000039 (0,000064)
Пол (мужчина)	0,0303 (,0377)	0,357*** (0,0167)	-0,334*** (0,012)
Количество детей	0,076*** (0,0262)	0,019* (0,0107)	0,0505*** (0,0091)
Семейное положение (в браке)	—	—	-0,182*** (0,012)
Высшее образование	0,464*** (0,0439)	0,239*** (0,021)	-0,135*** (0,014)
Среднее специальное образование	0,213*** (0,0411)	0,0509*** (0,0173)	-0,563*** (0,013)
Тип населенного пункта (город)	0,426*** (0,034)	0,145*** (0,0154)	-0,0732*** (0,012)
Малое предприятие	-0,0643* (0,035)	-0,111*** (0,016)	—
Крупное предприятие	-0,0893* (0,0403)	0,019 (0,020)	—
Государственное предприятие	-0,0431 (0,0319)	-0,229*** (0,014)	—
Иностранное предприятие	0,2301*** (0,083)	0,209*** (0,041)	—
Собственное предприятие	0,094 (0,101)	0,289*** (0,044)	—
Наличие подчиненных	0,139*** (0,039)	0,161*** (0,018)	—
Рискованность работы	0,117*** (0,0408)	0,144*** (0,018)	—
Законодатели, чиновники	0,514*** (0,093)	0,301*** (0,0404)	—
Профессионалы с высшим образованием	0,448*** (0,063)	0,438*** (0,028)	—

Показатель	Режим 1: социальные контакты (зависимая переменная — $\ln wage$ )	Режим 2: формальные каналы (зависимая переменная — $\ln wage$ )	Уравнение выбора режима (зависимая переменная — $ties$ )
Профессионалы со средним специальным образованием	0,404*** (0,062)	0,330*** (0,027)	—
Офисные работники	0,291*** (0,079)	0,274*** (0,035)	—
Обслуживающий персонал	0,262*** (0,067)	0,068** (0,027)	—
Ремесленники	0,502*** (0,059)	0,287*** (0,028)	—
Промышленные рабочие	0,412*** (0,055)	0,295*** (0,027)	—
Северо-Западный округ	0,615*** (0,096)	0,757*** (0,0409)	—
Центральный округ	0,787*** (0,088)	0,304*** (0,0384)	—
Приволжский округ	0,146 (0,091)	0,149*** (0,0385)	—
Уральский округ	0,294*** (0,102)	0,273*** (0,0435)	—
Сибирский округ	0,192** (0,098)	0,232*** (0,0404)	—
Дальневосточный округ	0,103 (0,105)	0,717*** (0,0503)	—
Южный округ	0,337*** (0,093)	0,308*** (0,0402)	—
Константа	2,517*** (0,389)	2,532*** (0,177)	-0,289** (0,135)
$R^2$	0,3650	0,4935	0,4841
$\rho_{jt} (j = 1,0)$	-0,328**	0,305***	
Число наблюдений	3686		

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Источник: База данных РМЭЗ.

**Э.А. Киселев**

Научный  
руководитель —  
Н.Г. Арефьев

Кафедра  
макроэкономического  
анализа

# Направленный технологический прогресс и перенос производства из развитых в развивающиеся страны

---

В данной работе изучаются причины и последствия переноса производства из развитых стран в развивающиеся и обсуждаются вопросы о том, почему в некоторые бедные страны приходит иностранный капитал, а в некоторые нет. И каким образом происходит выбор этих стран. Кроме того, ставится вопрос об оптимальной политике государства в данных условиях. Результаты свидетельствуют о том, что при определенных условиях государству выгодно проводить политику, снижающую производительность национальных производителей, если это вызовет приток иностранного капитала в страну.

## Введение

В современной истории не раз случались так называемые экономические чудеса. Самыми яркими из них были «японское экономическое чудо» и появление «азиатских тигров», сегодня мы наблюдаем такой же бурный рост в Китае. Эти страны смогли за достаточно короткий промежуток времени из стран третьего мира превратиться в мировых лидеров в отраслях с высокой добавленной стоимостью, ВВП на душу населения достиг в них таких же показателей, как и в развитых странах (исключение составляет Китай). Изучая процессы развития в этих странах, нетрудно заметить, что стремительный рост был тесно связан с приходом иностранного капитала и технологий.

Рассмотрим несколько примеров подробнее. После капитуляции 1945 г. экономика Японии прибывает в полной разрухе: большая часть производственных мощностей уничтожена, а сохраняется высокий

уровень безработицы и инфляции. Япония потеряла суверенитет: после окончания войны руководство страной перешло к американскому правительству. Вторую половину 1940-х годов обычно связывают с «демократизацией», т.е. проведением проамериканской политики в стране. В это время капитал из США начинает перетекать в Японию. В первую очередь это связано с тем, что США было необходимо иметь своего представителя на Дальнем Востоке во времена холодной войны. Политика, проводимая в следующее десятилетие (1950-е), характеризовалась протекционизмом и направленностью на развитие внутреннего рынка. После периода бурного экономического роста между 1955 и 1961 гг. правительство перешло к политике либерализации торговли, после чего в страну хлынули иностранные инвестиции и технологии. В итоге с 1965 по 1980 г. ВВП страны в номинальном выражении вырос с 91 млрд долл. до 1065 млрд долл.

Сходная динамика наблюдалась в Южной Корее, Тайване, Сингапуре и Гонконге (так называемые «азиатские тигры»). В развитии истории этих стран есть много общего. В 1950-е годы они находятся за чертой бедности, затем происходит реформирование, в результате которого в 1960–1990-е годы начинается бурный рост их экономик, в основном за счет сектора обрабатывающей промышленности. В это же время в страну приходит иностранный капитал и технологии. В итоге сегодня «азиатские тигры» являются развитыми странами с высоким ВВП на душу населения, Южная Корея и Тайвань — мировые лидеры в сфере техники и информационных технологий, а Гонконг и Сингапур — мировые финансовые центры.

В настоящее время такое же бурное развитие переживает Китай. Экономика КНР в последние 30 лет постоянно растет и с 2010 г. занимает второе место в мире по величине номинального ВВП (после США). Самыми конкурентоспособными на рынке пока остаются сектора с малой добавленной стоимостью, но все активнее развиваются и отрасли с высокой добавленной стоимостью, такие как электроника, автомобилестроение, строительное и транспортное машиностроение. В страну активно приходят иностранные фирмы со своими технологиями, что способствует стабильным высоким темпам роста ВВП в стране.

Следует отметить, что во всех упомянутых странах рост был связан с приходом иностранного капитала, дополненного иностранными технологиями. Поэтому в дальнейшем под иностранным капиталом мы будем подразумевать совокупность капитала и технологий. Напомним и еще одну общую для всех этих стран закономерность: все они,

изначально бедные, имеют низкий ВВП на душу населения, затем, во время бурного роста экономики, так же быстро растет и ВВП. Возникает вопрос: *почему в некоторые бедные страны приходит капитал и по какому принципу происходит выбор этих стран?*

Наконец в результате стремительного развития указанные страны догоняют развитые по показателям ВВП на душу населения. И тогда встает иной вопрос: почему после того как данные страны «богатеют», капитал не уходит из них в другие, более бедные?

Существует огромное количество подходов к моделированию механизмов, описывающих, каким образом устроены сектора R&D в разных странах. Достаточно просто объяснить это наличием *клубов конвергенции*, т.е. богатых и бедных стран, различающихся в темпах роста ВВП. Можно задать экзогенно параметры, которые отвечают за долгосрочный рост, тогда в долгосрочном периоде ВВП на душу населения будет различаться. К таким моделям предъявлялась критика, поскольку они не учитывали возможности бедных стран использовать технологии богатых стран. Отстающие в технологическом смысле страны могут перенимать или привлекать технологии более развитых, что способствует росту производительности, а следовательно, и росту ВВП на душу населения. К примерам моделей, описывающих использование технологий развитых стран развивающимися, относится, например, *learning-by-doing* [10]), модели, в которых присутствует технологическая граница. Используя данные подходы, можно объяснить наличие конвергенции в темпах роста между «богатыми» и «бедными» странами, чего мы на самом деле не наблюдаем. Поскольку, с одной стороны, конвергенция между бедными и богатыми странами не наблюдается, а с другой — взаимодействие между ними существует, необходимы иные модели, учитывающие эти эффекты. В статье [8] была построена модель, в которой присутствовала технологическая граница, и вероятность инновации зависела от человеческого капитала. В работе было показано, что даже при наличии дополнительных стимулов к инновациям (доступ к технологической границе) в бедных странах существует меньшая вероятность их внедрения. В статье Асемоглу и Зилиботти [2] показано, что даже если все страны имеют доступ к одинаковому набору технологий — технологической границе, между странами могут существовать различия в уровне производительности.

Данной тематики касаются и статьи, связанные с аутсорсингом производства. Большой пласт литературы посвящен влиянию переноса производства из одной страны в другую на зарплаты за квалифи-

цированный и неквалифицированный труд как в странах, из которых переносится производство, так и в тех, куда переносится ([12; 9] и др.) В первой из перечисленных работ [12] проводится эмпирическое исследование влияний переноса производства на рынок труда. С точки зрения теории в процессе выноса производства из страны в ней должен вырасти спрос на высококвалифицированный труд и снизиться — на низкоквалифицированный. В данной работе строится панельная регрессия по различным отраслям экономики США и исследуется интервал с 1977 по 1994 г. Аналогичный вопрос исследуется и в работе Чанг-Тай [9]. После реформ в Китае, направленных на либерализацию рынка, большое число предприятий Гонконга перенесло производство в южные провинции Китая. В данной статье исследуется, как повлиял перенос производства на рынок труда Гонконга. Этой же теме посвящена статья Эйкепола и Шендра [3]. В ней изучается случай Таиланда, показано, что перенос производства отражается на изменении в разрыве между заработными платами. Все эти работы демонстрируют достаточно противоречивые результаты. Так, Стауглер [12] делает вывод об отсутствии или незначительном влиянии углубления процесса переноса производства. В работе [9] показано, что данный процесс оказывает значительное влияние на низкоквалифицированный труд. Однако следует отметить, что в Гонконге только 16% рабочих являются членами профсоюзов, по большей части это государственные служащие, и регулирование на рынке труда ограничивается положениями об отпуске по беременности и нормами выходного пособия. Не существует минимальной заработной платы (за исключением иностранных работников), пособия по безработице. Иными словами, нельзя напрямую сравнивать два этих примера из-за больших различий в сфере регулирования рынка труда. Отсюда можно сделать вывод, что процессы переноса производства и эффекты, им вызванные, имеют различные последствия в зависимости от тех или иных, зачастую не принятых во внимание условий.

Большой пласт литературы посвящен либерализации торговли (см. например, [5; 4]). Открытость торговли дает целый ряд. Во-первых, либерализация торговли увеличивает размер рынка, захваченного монополистом, который произвел инновацию. Во-вторых, открытость торговли способствует усилению конкуренции, а следовательно, вызывает эффект избежания конкуренции: национальный монополист увеличивает вложение в R&D, чтобы избежать конкуренции с иностранным производителем. Наконец, благодаря открытости с нацио-

нального рынка уходят фирмы с малой производительностью. Так, либерализация торговли в Канаде способствовала увеличению средней производительности на 6% [13].

В работе Хелпмана [7] показано, что более сильная защита прав интеллектуальной собственности необязательно приведет к более высоким темпам роста, в отличие от случая закрытой экономики. С одной стороны, уменьшение количества имитаций увеличивает время жизни продукта, а значит, монополист получает более высокую ренту. С другой стороны, из-за этого фирмы дольше производят данный продукт, что способствует повышению зарплат за квалифицированный труд, а следовательно, и издержек на инновации.

В работах Янга [14], Гроссмана и Хелпмана [6] изучается влияние на рост, связанный с обучением на собственном опыте (*learning-by-doing*). Главная идея первой работы заключается в том, что открытость торговли может затормозить рост, основанный на *learning-by-doing*, в более бедных странах из-за специализации на традиционных для этих стран секторах экономики (где продуктивность выше). И в данных секторах рост за счет *learning-by-doing* может быть уже невозможен. В работе [6] показано, что результат того, будет ли либерализация торговли ускорять или замедлять темпы роста в стране, зависит от специализации страны и наличия возможности *learning-by-doing*-роста — за счет технологий в других странах.

В обзоре литературы нельзя не упомянуть и статью Пола Ромера [11]. В ней автор рассуждает о влиянии новых идей (технологий) и использования готовых идей на рост экономики. Ромер утверждает, что важность появления новых идей связана с тем, что знания являются неконкурентным благом. И в случае развивающихся стран идеи, принадлежащие развитым странам, дают возможность повысить уровень жизни в бедных странах. Важно найти канал, через который эти идеи будут перетекать в страну. Автор на примере двух таких стран показывает, какая политика помогла иностранным технологиям прийти в данные страны.

В настоящей работе будет рассматриваться перенос производства в развивающиеся страны. В литературе в качестве причины переноса некоторых производств, а именно требующих неквалифицированного труда, в развивающиеся страны часто называется дешевизна рабочей силы. Однако если углубиться в изучение этого вопроса, становится очевидно, что *капитал приходит в страны не с самыми низкими зарплатами, а с достаточно низкими*. Кроме того, возникают вопросы: *почему*



*в некоторые бедные страны приходит капитал? Чем определяется выбор данных стран? Почему, после того как эти страны «богатеют», капитал не уходит из них в другие более бедные страны?*

## **Статическая модель**

### **1.1. Описание модели**

В данной работе будет построено две модели. В первой части — модель частичного равновесия, в которой будет рассмотрен вопрос выноса производства на микроуровне, т.е. с точки зрения фирмы. Экономика устроена следующим образом: на рынке какого-либо товара существует один монополист, который может получить прибыль лишь в одном периоде (в следующем периоде его технологии будут скопированы, и он не сможет получить прибыль). Производимый товар продается во всем мире. Примером такого рынка может служить рынок современной электроники: жесткие диски, видеокарты, телефоны и т.д. Функция спроса на рынке задана экзогенно. Фирма осуществляет производство в той стране, в которой издержки ниже: они зависят от зарплаты в данной стране и технологий фирмы. В нашей модели под технологиями мы понимаем технологии как в узком смысле (например, с какой производительностью работает станок), так и в широком смысле (например, какую систему стимулов необходимо использовать). По предпосылкам модели технологии в широком смысле не могут быть адаптированы в стране, в которую мы переносим производство. Учитывая это, фирма решает, в какой стране и сколько продукции производить. После того как фирма переносит производство в бедную страну, она начинает развивать технологии в данной стране, что вызывает рост производительности, и, следовательно, ВВП на душу населения.

Теперь давайте разберем, как такие технологии адаптируются. Если мы переносим производство, то построить сходный завод не составит труда (в данной работе мы не рассматриваем капитальных затрат), обучить персонал, привести высокопрофессиональных инженеров из родной страны — также несложная задача. Поэтому логично считать, что такие технологии переносятся полностью, без какой-либо трансформации. Если же мы начинаем говорить об управлении персоналом, уплате налогов, взаимодействии с властью, то в этом секторе и возникают проблемы у иностранной компании: она не может полностью адаптировать свои родные бизнес-процессы к другой стране и начина-

ет видоизменять их, при этом теряя производительность. Технологии в широком смысле отражают все то, что остается за гранью производственных или бизнес-процессов, но при этом оказывают существенное влияние на фирму. Как правило, тяжело разделить технологии на чисто производственные и технологии в широком смысле. Для примера можно взять логистику производства — на нее влияют факторы как технические — «как мы привыкли перевозить продукцию», так и правовые «сможем ли мы так же легко и легальным путем получить необходимые маршруты, как в родной стране?».

## 1.2. Задача фирмы

Построим модель, описывающую процесс переноса производства. Рассмотрим один рынок конечных благ, на котором существует один производитель-монополист. Спрос на рынке задан функцией:  $Y = \frac{1}{P_y^\varepsilon}$ ,  $\varepsilon > 1$ . Монополист может перенести производство в другую страну, при этом не все технологии будут адаптированы, т.е. производительность в родной стране будет выше.

Фирма покупает промежуточное благо по экзогенно заданной цене  $p_i = p$  и нанимает рабочих по экзогенной заработной плате  $W$ .

Производственная функция фирмы:

$$Y = L^{1-\alpha} \int_0^1 A_i^{1-\alpha} x_i^\alpha di,$$

где  $x_i^\alpha$  — промежуточное благо, используемое в производстве;  $A_i$  — технологии в  $i$ -м секторе, разработкой которых занимается фирма.

Если монополист производит продукцию в родной стране, то он осуществляет производство без штрафа:

$$Y = L^{1-\alpha} \int_0^1 A_i^{1-\alpha} x_i^\alpha di.$$

Если же монополист переносит производство за рубеж, то не все технологии адаптируются:

$$Y = L^{1-\alpha} \int_0^\theta A_i^{1-\alpha} x_i^\alpha di,$$

где параметр  $\theta$  зависит от страны, в которую переносится производство, и типа производства, которое переносится. Здесь используется

гипотеза, согласно которой производство из развитой страны в развитую можно перенести почти без потерь в производительности, поскольку большинство технологий в общем смысле адаптируются в случае переноса производства в развитую страну, в силу того что страны OECD сходны по структуре. Это касается и политического устройства, уровня человеческого капитала и т.д. Аналогичным образом перенос производства с малой добавленной стоимостью можно осуществить с меньшими потерями, чем производства с высокой добавленной стоимостью, так как в первом из них технологии в узком смысле имеют больший вес, чем технологий в широком смысле, по сравнению со вторым.

### 1.3. Задача минимизации издержек

Для начала решим задачу монополиста, в случае если он собирается производить в родной стране. Пусть на рынке существует лидер с заданным уровнем технологий, тогда его задача минимизации издержек:

$$\min_{L, x_i} (WL + \int_0^1 p_i x_i di),$$

s.t.

$$Y = \bar{Y} = const,$$

$$Y = L^{1-\alpha} \int_0^1 A_i^{1-\alpha} x_i^\alpha di.$$

Решая данную задачу, получаем:

$$\Lambda = \frac{1}{(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha} \frac{p^\alpha W^{1-\alpha}}{(\bar{A}_i)^{1-\alpha}},$$

где  $\bar{A}_i = \int_0^1 A_i di$ ;  $\Lambda$  — сопряженный множитель в задаче минимизации издержек. Тогда найдем прибыль монополиста, используя индекс Лернера.

$$\Pi = p_y Y - \Lambda Y = \frac{1}{\varepsilon - 1} \Lambda Y = \frac{1}{\varepsilon - 1} \Lambda \frac{1}{\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \Lambda\right)^\varepsilon} = \frac{1}{\varepsilon - 1} \left(\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}\right)^\varepsilon \Lambda^{1-\varepsilon}.$$

Иными словами, прибыль растет при снижении  $\Lambda$ . Монополист решает, в какой стране заниматься производством. Так как монополист максимизирует прибыль, то он перенесет производство при:

$$\Pi_f > \Pi_n,$$

где  $f$  — foreign, т.е. прибыль при переносе производства;  
 $n$  — native, т.е. прибыль монополиста, при условии, что он оставит производство в родной стране:

$$\Pi_f > \Pi_n \rightarrow \Lambda_f < \Lambda_n \rightarrow \frac{W_f}{A_f} < \frac{W_n}{A_n}.$$

По предпосылкам модели не все технологии адаптируются в другой стране, а только какая-то часть  $\theta$  ( $\theta < 1$ ), поэтому

$$\bar{A}_n = \int_0^1 A_i^d di < \int_0^\theta A_i^d di + \int_\theta^1 0 \cdot di = \bar{A}_f. \text{ Значит, производство будет перенесено}$$

но лишь в случае, если  $W_f < W_n$ . При этом если мы будем рассматривать не две страны, а больше, то производство будет перенесено в ту страну, где соотношение производительности и зарплаты оптимально. В следующем же периоде фирма, перенесшая производство, скопирует технологии, в которых она отстает, у фирм из данной страны. Это статичная модель, и в ней отсутствует технологический рост, поэтому мы можем без ограничения общности сказать, что существует какой-то технологический уровень  $A_i^f$  как для технологий в широком смысле, так и для технологий в узком смысле. Тогда логично предположить,

$$\text{что } \bar{A} = \int_0^\theta A_i^n di + \int_\theta^1 A_i^f di > \int_0^\theta A_i^d di + \int_\theta^1 0 \cdot di. \text{ Значит, чтобы производство}$$

было перенесено обратно, в родную страну, различие в зарплатах должно существенно сократиться, т.е. зарплата должна или снизиться в родной стране, или вырасти в стране, в которую было перенесено производство. В случае если изначально фирме было безразлично, в

какой стране производить, т.е.  $\frac{W_f}{A_f} = \frac{W_n}{A_n}$ , мы можем найти в стране,

в которую было перенесено производство, критический уровень заработной платы, при которой выгодно перенести производство обратно:

$$W_{кр} = W_n \frac{\int_0^\theta A_i^n di + \int_\theta^1 A_i^f di}{\int_0^1 A_i^n di} \approx \theta W_n + W_n \frac{\int_\theta^1 A_i^f di}{\int_0^1 A_i^n di}.$$

Заметим, что производство было перенесено при следующем соотношении зарплат:

$$W_f = \theta W_n.$$

Итак, мы можем сформулировать следующие утверждения.

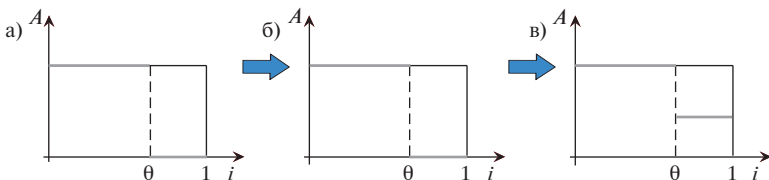
*Утверждение 1. Производство будет вынесено в страну, в которой соотношение стоимости факторов производства и их производительность оптимальны, т.е. соотношение  $\frac{W}{A}$  минимально.*

*Утверждение 2. После того как фирма перенесла производство в другую страну, ее производительность вырастет за счет копирования технологий  $\left( \bar{A} = \int_0^\theta A_i^n di + \int_\theta^1 A_i^f di > \int_0^\theta A_i di \right)$ , а значит, производство будет перенесено обратно при значительном удорожании факторов производства.*

На рис. 1 черной линией изображены технологии в родной стране, серой линией — технологии, в случае если производство будет вынесено. Интервал  $[0; \theta]$  отвечает за технологии в узком смысле, интервал  $[\theta; 1]$  — за технологии в широком смысле.

*Рисунок 1а (выбор страны, в которой производить):* фирма находится в родной стране и решает, следует ли ей выносить производство в другую страну. Технологический уровень в родной стране выше, чем в другой, т.е.  $\overline{A_{cross}} = \int_0^\theta A_i^n di + \int_\theta^1 0 \cdot di < \int_0^1 A_i^n di = \overline{A_d}$ . Производство будет вынесено, в случае если  $\frac{W_f}{A_f} < \frac{W_n}{A_n}$ .

*Рисунок 1б (момент перехода):* выполняется условие на перенос производства  $\frac{W_f}{A_f} < \frac{W_n}{A_n}$ . Это происходит из-за того, что  $W_f \ll W_n$ . Произ-



**Рис. 1.** Изменение технологического уровня при переносе производства

водство переносится в другую страну, технологии в широком смысле в данном периоде еще равны нулю.

*Рисунок 1в (копирование технологий):* фирма копирует технологии в широком смысле у фирм из этой страны. В итоге  $\overline{A}_f = \int_0^1 A_i^n di + \int_0^1 A_i^f \cdot di > \int_0^1 A_i^n di + \int_0^1 0 \cdot di = \overline{A}_{cross}$ , т.е. производительность резко растет, и теперь производство будет перенесено обратно не при таком большом разрыве в зарплате:  $W_{e,t} < W_{d,t}$ .

Как уже было отмечено, в зависимости от того, какое производство переносится, различное количество технологий может быть адаптировано, а именно: производство из развитой страны в развитую может быть перенесено с меньшими потерями в производительности, чем в случае переноса из развитой в развивающуюся. Перенос производства с малой добавленной стоимостью также можно осуществить с меньшими потерями, чем производства с высокой добавленной стоимостью, так как в первом технологии в узком смысле имеют больший вес, чем технологии в широком смысле, по сравнению со вторым.

Теперь давайте рассмотрим вопрос о проведении государственной политики, направленной на привлечение в страну иностранного капитала.

#### 1.4. Государственная политика

В реальной экономике мы не раз наблюдали, что страны, в которые приходил иностранный капитал, проводили политику привлечения иностранных инвестиций путем борьбы с коррупцией, развития правового законодательства и т.д.

Будем считать, что государство может проводить политику, направленную на изменение законодательства, борьбы с коррупцией и т.д., которая повышает инвестиционную привлекательность страны. Проводимая политика влияет на то, какую долю технологий в «общем смысле» фирма сможет адаптировать в другой стране. То есть государство может проводить политику, которую оно проводило до этого, когда технологии для национального производителя максимальны, однако иностранная фирма может перенести не все технологии ( $\theta_n = 1$ ,  $\theta_f < 1$ ). Или государство может проводить политику, направленную на привлечение иностранного капитала, при которой технологии для иностранного производителя равны технологиям в родной стране, однако данная политика ухудшит производительность национальных

фирм ( $\theta_n < 1, \theta_f = 1$ ). В данном случае мы исходим из гипотезы, что национальные фирмы привыкли работать по-старому, и любые изменения лишь ухудшат их производительность.

Репрезентативный агент может потреблять два вида агрегированного блага: произведенного внутри страны  $c_n$  или купленного за границей  $c_{im}$ . Полезность репрезентативного агента задана формулой:

$$U = \delta \ln(c_n) + (1 - \delta) \ln(c_{im}).$$

Бюджетное ограничение:

$$c_n + p_{im} c_{im} \leq \varphi.$$

Ресурсное ограничение:

$$c_n < Y_n,$$

где  $\varphi$  — ВВП страны, который состоит из прибыли национального монополиста и фонда заработной платы, выплаченной на предприятиях национального и иностранного производителя, т.е.

$$\varphi = \Pi_{nt} + WL_{nt} + WL_{ft},$$

где  $f$  (foreign) — иностранный производитель,  $n$  (native) — национальный производитель.

Тогда в такой задаче

$$U = \delta \ln(\delta) + (1 - \delta) \ln(1 - \delta) + \ln(\varphi).$$

Государство максимизирует приведенную полезность репрезентативного агента, т.е.

$$\max \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t U_t.$$

Для начала решим задачу максимизации полезности в каждом периоде, т.е.

$$\max U_t.$$

Данная задача эквивалентна задаче

$$\max \varphi_t.$$

Производственная функция для национального производителя:

$$Y_n = L_n^\sigma \int_0^1 A_n^i di.$$

Тогда ВНП, в случае если государство не проводит политику привлечения иностранного капитала:

$$\varphi_0 = \overline{A}_n,$$

где  $\overline{A}_n = \int_0^1 A_n^i di.$

В случае если государство проводит политику и иностранный производитель производит в данной стране

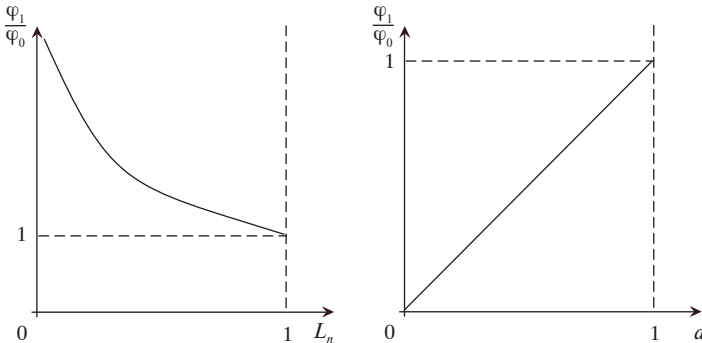
$$\varphi_1 = \Pi_{n_i} + WL_{n_i} + WL_{f_i} = \Pi_{n_i} + W.$$

Тогда

$$\frac{\varphi_1}{\varphi_0} = \frac{(1-\sigma)\overline{A}'_n L_n^\sigma + \sigma\overline{A}'_n L_n^{\sigma-1}}{\overline{A}_n} = (1-\sigma)aL_n^\sigma + \sigma aL_n^{\sigma-1},$$

где  $a = \frac{\overline{A}'_n}{\overline{A}_n}, \overline{A}'_n = \int_0^1 A_n^i di$  — т.е. технологии национального производителя в случае изменения политики государством.

$$\text{Тогда } \left( \frac{\varphi_1}{\varphi_0} \right)'_{L_n} < 0, \left( \frac{\varphi_1}{\varphi_0} \right)'_a > 0.$$



**Рис. 2.** Решение задачи оптимальной государственной политики



Из условия равенства зарплат:

$$L_n^{\alpha-1} (1 - L_n)^{\frac{1}{1+\beta}} = \frac{(\rho_1 \bar{A}_f^\beta)^{\frac{1}{1+\beta}}}{\beta \bar{A}_n} = \frac{(\rho_1 \bar{A}_f^\beta)^{\frac{1}{1+\beta}}}{\beta \bar{A}_n} \frac{1}{a}.$$

где  $\beta = (1 - \alpha)(\varepsilon - 1)$ . Из данного условия следует, что  $L'_n(a) > 0$ , отсюда получаем:

$$\left( \frac{\varphi_1}{\varphi_0} \right)'_{L_n} < 0, \left( \frac{\varphi_1}{\varphi_0} \right)'_a > 0, L'_n(a) > 0.$$

Иными словами, если привлечение иностранного производителя требует относительно небольшого сдвига в проводимой политике ( $a \cong 1$ ), то, поскольку с привлечением такого производителя количество людей, занятых в национальном секторе, уменьшится ( $L_n < 1$ ), значит  $\frac{\varphi_1}{\varphi_0} > 1$ ,  $\varphi_1 > \varphi_0$ , т.е. выгодно изменить политику. При этом доля

национального сектора сократится, но ВВП вырастет. Это связано с тем, что в результате проведения такой политики мы привлекли иностранную фирму, которая благодаря высокому технологическому уровню не только компенсировала потери производительности национального производителя, но и увеличила ВВП.

Мы решили задачу максимизации полезности одного периода, нам же необходимо было решить задачу максимизации приведенной полезности. Однако в данном случае мы рассматриваем статическую задачу, т.е. у нас отсутствует эндогенный технологический прогресс. Иными словами, технологический уровень постоянен во всех периодах, кроме следующего периода после переноса производства, в котором иностранный производитель скопирует технологии у национальной фирмы, и технологический уровень его производства вырастет. На этом уровне останутся технологии и в последующих периодах.

Наше решение будет верным, если считать, что технологии во всех периодах постоянны, так как в данном случае задача максимизации приведенной полезности сводится к максимизации полезности одного периода из-за постоянства решения во времени (статическая задача). Как мы уже говорили, в этой задаче существует один период, в котором происходит рост технологий (в случае если политика привлечения иностранного производителя выгодна).

Найдем отношение ВВП первого и второго периодов, т.е. до копирования технологий и после:

$$\frac{\varphi_2}{\varphi_1} = \frac{\Pi_{n2} + W_2}{\Pi_{n1} + W_1} = \frac{(1-\sigma)\overline{A}'_n L_{n2}^\sigma + \sigma\overline{A}'_n L_{n2}^{\sigma-1}}{(1-\sigma)\overline{A}'_n L_{n1}^\sigma + \sigma\overline{A}'_n L_{n1}^{\sigma-1}}.$$

Поскольку во втором периоде технологический уровень иностранной фирмы вырастет, то спрос иностранной фирмы на труд, который выглядит следующим образом:

$$L = \frac{(1-\alpha)^\alpha}{\alpha^\alpha} \frac{p^\alpha}{W^\alpha (A_t)^{1-\alpha}},$$

также вырастет, а значит,  $L_{n2} < L_{n1}$ , следовательно,  $\varphi_2 > \varphi_1$ . Иначе говоря, из-за роста технологий ВВП второго периода вырастет. Такой вывод принципе подсказывает и интуиция, так как средний технологический уровень в стране растет.

Таким образом, задача

$$\max \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t U_t$$

эквивалентна задаче сравнения приведенной суммы ВВП страны, в случае если правительство не решает привлекать иностранного производителя:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varphi_0 = \frac{1}{1-\beta} \varphi_0.$$

Если правительство привлекает иностранного производителя:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varphi_t = \varphi_1 + \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \varphi_2 = \varphi_1 + \frac{\beta}{1-\beta} \varphi_2 > \frac{1}{1-\beta} \varphi_1.$$

Поэтому условие  $\frac{\varphi_1}{\varphi_0} > 1$  является достаточным условием для выноса производства.

Итак, в данном разделе мы показали, что при некоторых соотношениях параметров модели государству выгодно проводить политику привлечения иностранного капитала в ущерб национальному производителю. При этом доля национального сектора сокращается, но ВВП страны растет. Это вызвано тем, что в результате проведения та-

кой политики в страну приходит иностранная фирма, которая в силу высокого технологического уровня не только компенсирует потери производительности национального производителя, но и увеличивает ВВП. На основе этого мы можем сформулировать следующее утверждение.

*Утверждение 3. Если привлечение иностранного производителя требует относительно небольшого сдвига в проводимой политике  $\left(\frac{\bar{A}_n^r}{A_n} \cong 1\right)$ , и при этом доля иностранной фирмы достаточно большая ( $L_f = 1 - L_n \gg 0$ ), то государству выгодно проводить политику привлечения иностранной фирмы в ущерб национальному производителю.*

## Модель с эндогенным ростом

В предыдущей модели мы не рассматривали наличие эндогенного технического прогресса. Однако, следуя моделям, связанным с клубами конвергенции, мы можем гарантировать наличие критической точки — момента, когда иностранная фирма примет решение о переносе производства в другую страну, только при наличии эндогенного технического прогресса. В данном разделе мы опишем усложненную модель, в которой будет присутствовать эндогенный технический прогресс, однако мы не будем приводить полное решение.

Следует более конкретно остановиться на процессе копирования технологий. Последователь копирует технологии в следующем периоде, если существуют технологии выше его уровня. Так же действует и лидер при переносе производства: он копирует технологии у национальных фирм, если существуют технологии выше, чем у него (это важно для технологий в широком смысле, так как их лидер не может адаптировать к условиям другой страны, поэтому просто копирует).

### 2.1. Описание модели

Рассмотрим один рынок конечных благ, на котором существует несколько производителей, конкурирующих по Бертрану: спрос на рынке задан функцией:  $Y = \frac{C}{P^{\epsilon}}$ . Фирмы могут вкладывать деньги в R&D и повышать свой технологический уровень. Так как фирмы конкурируют по Бертрану, фирма сможет получить прибыль лишь в том случае, если

ее технологический уровень выше, чем у конкурентов. Если фирма решает перенести производство из страны  $A$ , то технологии в некоторых секторах адаптируются полностью. В следующем же периоде фирма из страны  $A$  может скопировать некоторые технологии страны  $B$ , в которых изначально фирма из страны  $A$  менее продуктивна.

## 2.2. Задача фирм

Фирмы устроены таким же образом, как и в первой модели. Далее определим, каким образом устроен сектор R&D. Монополист получает прибыль в течение одного периода, в следующем периоде все технологии копируются (монополист также копирует технологии, если существуют технологии выше, чем у него, это важно в момент переноса производства из страны  $A$  в страну  $B$ ), и если монополист не произвел инновации, он не получает прибыль.

В каждом периоде в экономике может существовать лидер или не существовать (то, чем он отличается от последователей, будет определено позже). Если лидер существует, инновации осуществляет только он. Если нет (существуют по крайней мере две фирмы с одинаковым максимальным уровнем технологии), то инновации производит лишь одна из фирм.

Игра между игроками (фирмами) устроена следующим образом.

1. Реализуются технологии.
2. Монополист (если такой имеется) решает, какую цену поставить.
3. Монополист получает прибыль.
4. Монополист решает задачу R&D.
5. Реализуются технологии следующего периода.

При такой постановке задачи мы можем разбить ее на две части:

- 1) задача максимизации прибыли при заданном уровне технологий;
- 2) задача оптимизации R&D.

Решение задачи минимизации при фиксированных технологиях ничем не отличается от первой модели. Поэтому мы получим такое же условие для выноса производства в другую страну:

$$\frac{W_f}{A_{r,f}} < \frac{W_n}{A_{r,n}}.$$

## 2.3. Сектор R&D

### *Предпосылки*

1. В любом периоде лишь одна фирма занимается инновациями (при наличии лидера — лидер, в его отсутствие — одна из фирм, находящихся на технологической границе).

2. Инновация увеличивает технологию в  $\gamma$  раз:

$$A_{i,t+1} = \begin{cases} \gamma A_{i,t}, & \text{если инновация удачна} \\ A_{i,t}, & \text{если инновация неудачна} \end{cases}$$

3. В сектор R&D происходит одно вложение средств, которое задает одинаковую вероятность инновации в каждом  $i$ -м секторе ( $p$ ).

4. Вероятность инновации зависит от затрат на инновации, т.е.  $p = p(R)$ , причем функция  $p'(0) = \infty$ ,  $p(0) = 0$ ,  $p'(\infty) = 0$ ,  $p(\infty) = 0$ .

5. Для одних и тех же вложений в сектор R&D иностранная фирма имеет больший шанс осуществить инновацию, чем национальная фирма, т.е.  $\forall R \ p_f(R) > p_n(R)$ .

В целях упрощения этой задачи мы постулировали одинаковую вероятность инновации во всех секторах (гипотеза 3). Гипотеза 5 введена для того, чтобы вероятность инновации, а следовательно, и темпы роста у иностранной фирмы были выше. Данное утверждение сделано на основе выводов из литературы по клубам конвергенции, так как причиной отставания страны являлись меньшие темпы роста в данной стране.

## **Динамика модели**

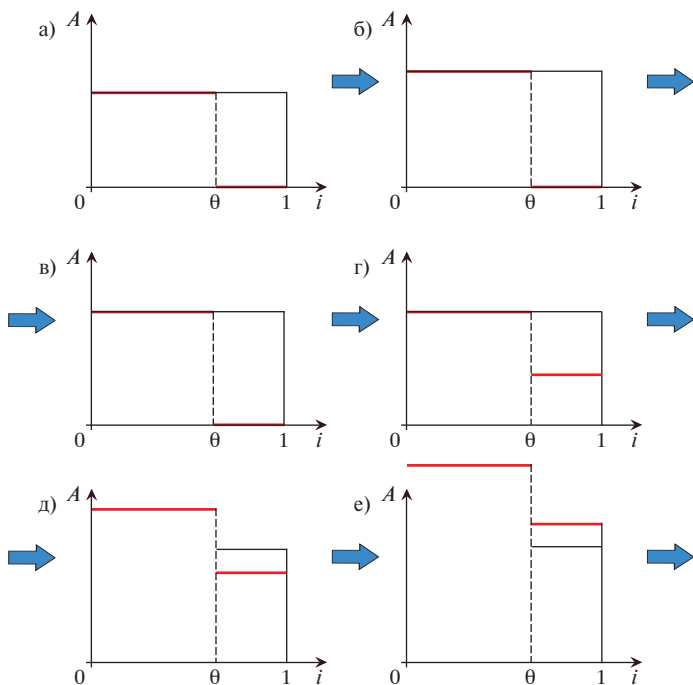
Рассматривая динамику в данной модели, можно показать, что со временем благодаря технологическому прогрессу предельные издержки в родной стране и в стране, в которую может быть вынесено производство, падают, однако за границей это происходит более высокими темпами (из-за того, что заработная плата растет медленнее). Это даст гарантию того, что со временем перенос производства станет выгодным. В следующем периоде фирма скопирует технологии в широком смысле у фирм той страны, в которую было перенесено производство. После этого фирме станет выгодно развивать указанные технологии, связанные с данной страной, и она перестанет вкладывать в R&D-кластер, связанный с такого рода технологиями в родной стране. Это следует из задачи R&D, поскольку вложение в данные технологии

не увеличивает ожидаемую прибыль (вся продукция производится по другим технологиям). В итоге технологии в широком смысле будут расти для страны, в которую было перенесено производство. Схематически все это изображено на рис. 3.

Черной линией изображаются технологии в родной стране, красной — технологии в стране, в которую переносится производство.  $[0; \theta]$  — технологии в узком смысле,  $[\theta; 1]$  — технологии в широком смысле.

*Рисунок 3а, б (рост в родной стране):* фирма находится в родной стране, технологии в широком смысле растут для родной страны, в развивающейся стране они не могут быть адаптированы.

*Рисунок 3в (момент перехода):* так как зарплаты в развивающейся стране намного ниже, производство переносится, технологии в широком смысле еще равны нулю.



**Рис. 3.** Технологический уровень фирмы. Динамическая задача

*Рисунок 3г (копирование технологий):* фирма копирует технологии в широком смысле у фирм из этой страны, производительность резко растет, и теперь производство будет перенесено обратно, не при таком большом разрыве в зарплате.

*Рисунок 3д (развитие в другой стране):* фирма вкладывает в R&D-сектор, связанный с технологиями в широком и в узком смысле в неродной стране, и не развивает технологии в родной стране. В итоге производительность в иностранном государстве растет, а в родном — остается на том же уровне. Теперь производство будет перенесено в родную страну, в случае если зарплаты будут близки друг к другу.

*Рисунок 3е (лидерство в другой стране):* технологии в родной стране становятся менее продуктивными, чем в стране, в которую было перенесено производство, следовательно, чтобы производство было перенесено обратно, необходимо, чтобы заработная плата в развивающейся стране была выше, чем в родной.

## Заключение

В данной работе рассмотрен процесс переноса производства в развивающиеся страны, его причины и возможные последствия. Причиной переноса производства является дешевизна факторов производства. Хорошим примером в настоящее время является Китай, в котором совсем недавно международные корпорации бурными темпами разворачивали свое производство. Очевидно, что заработная плата в Китае ниже, чем в развитых странах, из которых было перенесено производство.

Однако возникает вопрос, почему производство концентрируется именно в Китае, а не в других странах третьего мира, где заработные платы еще ниже. Причину нужно искать в адаптации технологий в стране, в которую мы переносим производство. Помимо технологий в узком смысле, т.е. использующихся непосредственно в производстве, в данной работе мы выделяем технологии в широком смысле. К такому следует отнести процессы, связанные с организацией менеджмента труда, защитой прав собственности и т.д. Так, если касаться вопроса защиты прав собственности, то у фирмы возникают риски кражи ее технологий, а возможно, и национализации производства. В случае переноса производства, требующего высококвалифицированного труда, могут возникнуть проблемы из-за нехватки необходимых рабочих рук. Фирма не может адаптировать технологии в широком смысле. По

этой причине производство не переходит в страны Африки, где заработные платы даже ниже, чем в Китае. В случае переноса производства в Китай существует ряд преимуществ, которые делают данную страну более предпочтительной по сравнению со странами Африки.

Кроме того, в данной модели обсуждается вопрос, почему после резкого роста заработных плат в стране, в которую переносится производство, иностранные корпорации не покидают ее и не переходят в другие бедные страны. В рамках данной модели это объясняется ростом технологий в широком смысле, связанных со страной, в которую было перенесено производство. Описанный эффект многим напоминает направленный технологический прогресс [1].

В чем же выражается рост технологий в широком смысле в реальной жизни? В первую очередь это связано с наблюдением и копированием иностранными корпорациями бизнес-процессов в данной стране, зачастую, возможно, отличающихся от родной страны. Затем у иностранной фирмы, например, появляются бизнес-партнеры, развивается инфраструктура в стране, — это внешний рост технологий в широком смысле. Происходит также рост эффективности бизнес-процессов внутри фирмы, т.е. фирма после адаптации внутри страны начинает работать над увеличением своей производительности. Все это создает стимулы для того, чтобы фирма оставалась в стране, а не «переселялась» в другие бедные страны.

Помимо названных, в работе рассмотрены вопросы проведения государственной политики, направленной на привлечение иностранного капитала, и показано, что при некоторых обстоятельствах государству будет выгодно снизить производительность национальных фирм, однако это повысит привлекательность данной страны для иностранных фирм. И пришедшие иностранные инвесторы компенсируют падение национальных производителей — в результате благосостояние общества может вырасти. Данный вывод во многом сходен с выводом, сделанным в работе Ромера [11], а именно: существует возможность роста развивающихся стран за счет привлечения в страну иностранного капитала (технологий развитых стран).

## Источники

1. *Acemoglu D. Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality // The Quarterly Journal of Economics. 1998. Vol. 113. No. 4. P. 1055–1089.*



2. *Acemoglu D., Zilibotti F.* Productivity Differences // *The Quarterly Journal of Economics.* 2001. Vol. 116. No. 2. P. 563–606.
3. *Aekapol C., Shandre M.* Does Outsourcing Provision Lead to Wage Inequality? New Evidence from Thailand's // *Review of International Economics.* 2012. Vol. 20. No. 2. P. 364–376.
4. *Feenstra R.C.* Integration of Trade and Disintegration of Production in the Global Economy // *Journal of Economic Perspectives.* 1998. Vol. 12. No. 4. P. 31–50.
5. *Grossman G.M., Helpman E.* Outsourcing in a Global Economy // *The Review of Economic Studies.* 2005. Vol. 72. No. 1. P. 135–159.
6. *Grossman G.M., Helpman E.* Technology and Trade // *Handbook of International Economics.* 1995. Vol. 3. No. 3.
7. *Helpman E.* Innovation, Imitation, and Intellectual Property Rights // *Econometrica.* 1993. Vol. 61. No. 6. P. 1247–1280.
8. *Howitt P., Mayer-Foulkes D.* R&D, Implementation, and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs // *Journal of Money, Credit and Banking.* 2005. Vol. 37. No. 1. P. 147–177.
9. *Hsieh Chang-Tai, Keong T. Woo* The Impact of Outsourcing to China on Hong Kong's Labor Market // *The American Economic Review.* 2005. Vol. 95. No. 5. P. 1673–1687.
10. *Lucas R.E.* On the Mechanics of Economic Development // *Journal of Monetary Economics.* 1998. Vol. 22. No. 1. P. 3–42.
11. *Romer P.* Two Strategies for Economic Development: Using Ideas and Producing Ideas // *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics.* 1992. P. 63–115.
12. *Slaughter M.J.* Production Transfer within Multinational Enterprises and American Wages // *Journal of International Economics.* 2000. Vol. 50. No. 2. P. 449–472.
13. *Trefler D.* The Long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement // *The American Economic Review.* 2004. Vol. 94. No. 4. P. 870–895.
14. *Young A.* Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade // *Quarterly Journal of Economics.* 1991. Vol. 106. No. 2. P. 369–405.

**В.Д. Киселева**  
Научный  
руководитель —  
А.В. Верников  
Кафедра  
банковского дела

# Проблема морального риска в системах страхования вкладов: пример России

---

**В данной работе рассматривается проблема морального риска, возникающего в результате введения и расширения системы страхования вкладов. На примере российской банковской системы гипотеза о существовании морального риска тестируется с помощью эконометрической модели зависимости риска инвестиционной политики банка от основных характеристик системы страхования вкладов. Полученные результаты позволяют предположить, что система страхования вкладов в России создает негативные стимулы не только для самих вкладчиков, но и для банков, побуждая их повышать профиль риска активов.**

## Введение

Система страхования вкладов — распространенный инструмент поддержания стабильности банковской системы. Несмотря на то что исследователи неоднозначно оценивают эффективность систем страхования, количество стран, использующих данный механизм, постоянно возрастает и, по данным на 2011 г., составило 111.

Создавая системы страхования вкладов, регулирующие органы рассчитывают на то, что, если вкладчики будут уверены, что не потеряют вклады и получают компенсацию при банкротстве банка, в случае кризиса можно будет избежать набегов вкладчиков и минимизировать эффект заражения в банковской системе.

Однако у систем страхования есть и отрицательные эффекты. Согласно теории рыночной дисциплины вкладчики, не застрахованные от финансовых потерь, как правило, следят за финансовым состоянием и действиями тех институтов, которым доверяют свои сбережения и, если риски становятся слишком высокими, «дисциплинируют» банки. Фактически вкладчики контролируют поведение банков, которые, в свою очередь, вынуждены отказываться от доходных, но

высокорискованных вложений во избежание оттока депозитов и роста требуемой доходности. Когда в действие вступает система страхования вкладов, у вкладчиков исчезают стимулы контролировать банки, потому что они более не рискуют своими средствами и могут ориентироваться лишь на процентные ставки, выбирая, кому доверить деньги. Тогда банки, более не ограниченные вкладчиками, могут вкладывать депонированные средства в проекты с более высоким уровнем риска. В этом случае с повышением уровня принимаемого банком риска увеличивается вероятность дефолта банка по обязательствам и соответственно вероятность того, что возмещать потери будет страхователь, т.е. рынок сталкивается с проблемой морального риска.

Моральный риск — понятие, пришедшее из микроэкономической теории, — является одним из последствий асимметрии информации. Под моральным риском обычно понимают ненаблюдаемые действия одного из агентов (банка), которые приводят к ухудшению положения другого агента (вкладчика). В банковской сфере моральный риск может возникнуть прежде всего тогда, когда банк выбирает проекты, в которые будет инвестировать средства вкладчиков.

В данной работе рассматривается эконометрическая модель, при помощи которой оценивается эффект введения и расширения системы страхования вкладов (ССВ) в России. Цель работы — выявление проблемы морального риска в российской банковской системе и анализ влияния изменений в структуре ССВ на уровень рискованности инвестиционной политики российских банков.

Настоящая работа основывается на данных, покрывающих весь период функционирования современной российской системы страхования вкладов (вплоть до III квартала 2011 г.). Рассматривается также подход к оценке морального риска, который ранее не применялся для исследования российских банков.

## **1. Теоретическое обоснование проблемы морального риска**

Д. Даймонд и П. Дыбвиг [12] впервые предложили модель, где, используя теорию игр, показали, что банковских паник можно избежать при помощи систем страхования вкладов. Система страхования вкладов, как и любая другая страховка, изменяющая структуру распределения рисков между участниками контракта, оказывает влияние

на стимулы агентов, ослабляя стимулы вкладчиков отслеживать и учитывать финансовое положение банков, что, в свою очередь усугубляет проблему морального риска<sup>1</sup>. В работе Д. Даймонда и П. Дыбвига [12] под моральным риском подразумевается более рискованное поведение банков.

Моделирование, измерение и оценка морального риска — весьма нетривиальная задача в силу нескольких факторов: эфемерности понятия риска «нехорошего» или более рискованного поведения; двойственной природы источника этой проблемы; отсутствия в открытом доступе данных, необходимых для оценки уровня риска, который готов принимать на себя банк в момент формирования своей инвестиционной политики.

Фактически моральный риск возникает только тогда, когда банки сознательно осуществляют инвестиции или кредитуют недопустимо рискованные проекты, но не тогда, когда банк внезапно, из-за каких-то глобальных или локальных факторов, «находит» у себя на балансе плохие активы. Именно поэтому, в силу специфической природы, моральный риск очень сложно выделить и оценить отдельно от остальных факторов, влияющих на общий наблюдаемый риск банка.

Один из наиболее интересных и распространенных подходов к моделированию морального риска — представление морального риска как роста доли вложений банка в так называемый игровой актив (имеются в виду статистические характеристики актива) [16; 18].

Осуществляя вложения в рисковый актив, банк может получить сверхприбыль в краткосрочном периоде, но в долгосрочном периоде проигрывает. Альтернативный метод моделирования морального риска предлагают Ш. Фрейксас и Ж.-Ш. Роше [15], моделирующие последний как функцию стоимости системы страхования для банка.

Еще один подход предлагают Дж. Со и Дж. Вей [27], которые впервые попробовали представить моральный риск в качестве эндогенной переменной, моделируя его как зависимость кредитного риска от чистого богатства банка, равного собственному капиталу.

Все три описанных выше подхода имеют одну главную общую черту — моральный риск моделируется как увеличение риска инве-

---

<sup>1</sup> Возможно, английский термин «moral hazard» было бы корректнее перевести как «угроза недобросовестности», а не как «моральный риск», но в русскоязычной литературе, к сожалению, прижился именно такой перевод, хотя к собственно риску проблема имеет отдаленное отношение.

стиционной политики банка. С нашей точки зрения, предпочтительным является метод, описанный в работе Т. Хеллмана, К. Мердока и Дж. Стиглица [18], как наиболее интересный для эмпирической интерпретации.

## **2. Эмпирическая оценка влияния страхования вкладов**

Существуют три основных направления эмпирических исследований систем страхования вкладов: изучение влияния систем страхования на основные макроэкономические показатели и вероятность наступления кризиса; на рыночную дисциплину; на моральный риск.

Эмпирическая оценка влияния систем страхования вкладов на макроэкономические характеристики представляет большой исследовательский и практический интерес.

Одна из наиболее значимых работ этого направления — статья А. Демиргуч-Кунт и Е. Детрагиаче [9], в которой авторы изучают влияние систем страхования на уровень стабильности банковской системы и приходят к выводу, что введение ССВ дестабилизирует ее (увеличивает вероятность наступления кризиса).

Л. Черных и К. Ребел [8] исследуют, как повлияло введение ССВ на качество финансового посредничества в России, и находят, что введение ССВ сделало российскую банковскую систему более конкурентной, привело к существенному росту объема и увеличению темпов прироста депозитов.

Поскольку рыночная дисциплина является обязательным условием здорового функционирования банковской системы в условиях страхования вкладов, многие ученые занимаются эмпирическими исследованиями данной области.

Среди межстрановых исследований этого направления выделяется работа А. Демиргуч-Кунт, Х. Уизинга [10], где авторы делают вывод, что наличие системы страхования вкладов снижает средние ставки, выплачиваемые банками по депозитам, а также чувствительность этих ставок к уровню риска, который берет на себя банк.

Следует отметить, что особенно интересны с точки зрения изучения рыночной дисциплины развивающиеся страны, такие как Россия, где системы страхования вкладов были введены относительно недавно и чей опыт представляет собой своего рода естественный эксперимент.

В. Иоанниду, Дж. де Дреу [20] оценивают влияние ССВ на рыночную дисциплину в Боливии и приходят к выводу, что введение системы страхования оказало сильное отрицательное влияние на рыночную дисциплину и привело к ее снижению в этой стране.

М.В. Семенова [3] и А.А. Пересецкий [2; 26] изучают влияние ССВ на рыночную дисциплину в России. А.А. Пересецкий показывает, что рыночная дисциплина существует в российской банковской системе и ценовой механизм дисциплинирования является действенным (многие характеристики финансового состояния банков влияют на решения вкладчиков). При этом после введения ССВ ставки по депозитам для исследуемой выборки банков выросли, а их инвестиционная политика стала более рискованной.

М.В. Семенова, напротив, приходит к выводу, что рыночная дисциплина не ослабела в результате введения ССВ.

Е. Унган, С. Канер и С. Озилдерим [28] находят ограниченные подтверждения существования рыночной дисциплины в российской банковской системе.

А. Карась, В. Пайл, К. Скхурс [22] оценивают влияние ССВ, используя особенности развития банковской системы России. Авторы строят свой анализ на сравнении изменений в поведении разных групп вкладчиков и находят подтверждение того, что застрахованные вкладчики становятся менее чувствительными к изменению в уровне риска, который берет на себя банк, что приводит к увеличению морального риска.

В отдельный блок стоит выделить исследования, посвященные моделированию влияния рыночной дисциплины на моральный риск. Многие теоретические работы доказывают, что снижение первой ведет к росту последнего, и эмпирические исследования в основном подтверждают этот вывод.

Дж. Форсбаэк [14] приходит к выводу, что снижение рыночной дисциплины стимулирует банки к тому, чтобы выбирать избыточно рискованные стратегии, более того, структура собственности банка может усиливать или ослаблять негативный эффект снижения рыночной дисциплины.

Е. Ниер, У. Бауманн [24] на данных по 32 странам за период с 1993 по 2000 г. тестируют гипотезу о том, что под действием рыночной дисциплины банки создают большие резервы на возможные потери по ссудам, что снижает вероятность дефолта и уменьшает моральный риск для вкладчиков. Результаты подтверждают эту гипотезу.

Количество исследований, напрямую посвященных эмпирическому анализу влияния ССВ на инвестиционную политику банков и моральный риск, не так велико в силу ряда причин. Во-первых, составить эконометрическую модель, позволяющую отследить влияние системы страхования на моральный риск, достаточно сложно. Во-вторых, выбор прокси морального риска неочевиден, поскольку данные о реальном *ex ante* уровне риска инвестиционной политики банка недоступны исследователям. Характеристики финансового состояния банка, которые использовались для учета риска в моделях эмпирической оценки рыночной дисциплины, не применимы для оценки морального риска, так как они отражают *фактическое* финансовое состояние. Для того чтобы оценить эффект морального риска, необходимо найти такие переменные, которые позволят оценить *намерения* банка, его *ex ante* риск.

А. Анкинад и К. Вилборг [5; 6] в своих работах исследуют, каким образом различные комбинации характеристик систем страхования вкладов взаимодействуют с практиками банковского управления и структурой собственности банков в разных странах и какое влияние они оказывают на уровень риска банков. Авторы приходят к выводу, что моральный риск и размер страхового покрытия имеют квадратичную взаимосвязь, т.е. существует оптимальный уровень покрытия, где сбалансированы положительные и отрицательные эффекты системы страхования вкладов.

В. Иоанниду и М. Пенас [21] оценивают влияние введения ССВ на уровень морального риска в Боливии с помощью внутренних рейтингов, присваиваемых банком кредиту в момент выдачи, и приходят к выводу, что после введения системы страхования банки повысили уровень принятия риска.

Таким образом, в большинстве случаев ученые находят эмпирическое подтверждение тому, что введение системы страхования вкладов стимулирует моральный риск и снижает рыночную дисциплину. Данный эффект особенно заметен в развивающихся странах, где институциональная среда, практики регулирования и правоприменения еще недостаточно развиты.

### **3. Система страхования вкладов и проблема морального риска: пример России**

#### **3.1. Система страхования вкладов в России: основные этапы развития**

В январе 2004 г. было создано Агентство по страхованию вкладов. Фонд обязательного страхования вкладов, из которого в случае дефолта банка осуществляются выплаты, формируется из имущественного взноса Российской Федерации, ежеквартальных страховых взносов банков-участников и доходов от размещения средств.

Ежеквартальные взносы в фонд обязательного страхования являются обязательными для всех банков-участников и составляют 0,1% среднего объема вкладов в данном банке за квартал. Фактически это означает, что взносы не привязаны к риску банка, как, например, в США, а зависят от масштабов его деятельности на рынке депозитов физических лиц.

Участие в ССВ является обязательным для всех банков, работающих с депозитами частных лиц. По состоянию на 1 апреля 2012 г. в системе страхования вкладов состоит 896 банков.

Гарантии ССВ распространяются только на вклады физических лиц в российских банках. Вклады юридических лиц, субординированные займы или межбанковские кредиты не застрахованы.

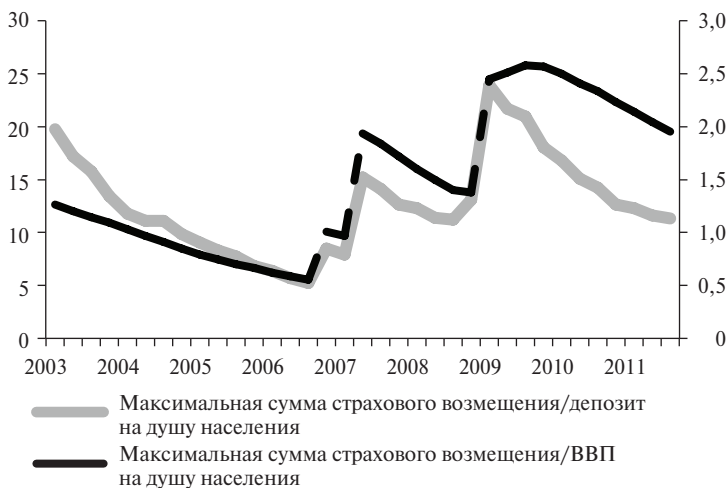
Максимальное возмещение, которое выплачивается вкладчикам в случае дефолта банка, за время функционирования ССВ существенно увеличилось. В 2004 г. оно составляло 100 000 руб. В августе 2006 г. максимальный размер возмещения был увеличен до 190 000 руб., кроме того, была введена практика частичного страхования. Данная схема существовала недолго; в марте 2007 г. сумма максимального возмещения выросла до 400 000 руб. при условии сохранения частичного страхования суммы, превышающей 100 000 руб. 1 октября 2008 г. размер возмещения был увеличен до 700 000 руб., а практика частичного страхования упразднена.

Отношение страховой ответственности к сумме застрахованных вкладов по состоянию на 1 апреля 2012 г. составляет 68%.

На рис. 1 представлено отношение размера максимального покрытия к ВВП на душу населения и к среднему депозиту на душу населения.

Международный валютный фонд выпускает рекомендации, где рассчитывается оптимальное отношение максимального возмещения





**Рис. 1.** Отношение максимального страхового возмещения к ВВП на душу населения и среднему депозиту на душу населения

к ВВП на душу населения. Когда данный показатель растет, растет и вероятность наступления банковского кризиса. По мнению экспертов Фонда, данный показатель должен варьироваться в промежутке от 1 до 2, тогда система страхования вкладов будет достаточно обширной, чтобы защитить банковскую систему от набегов, но не окажет чрезмерного негативного влияния на стимулы агентов. Как видно на графике, в России данный показатель вырос в период функционирования системы страхования вкладов с 1,25 до 1,96 (минимальное значение 0,55 — III квартал 2006 г.; максимальное значение 2,58 — III квартал 2009 г.). Исходя из оценок МВФ, максимальный размер возмещения находится в оптимальном промежутке и должен обеспечивать эффективное функционирование системы страхования вкладов.

Показатель отношения максимальной суммы страхового возмещения к среднему депозиту на душу населения также широко используется в литературе. Данный показатель фактически характеризует долю депозитов, застрахованных полностью, т.е., чем он выше, тем меньше доля незастрахованных средств вкладчиков. В статье А. Анкинанда и К. Вилборга [6] данный показатель используется в составе композитного индекса, характеризующего степень застрахованности вкладчиков. В России значение показателя варьировалось от 5,22 до 23,9.

### 3.2. Основная гипотеза и методология исследования

Основная гипотеза настоящего исследования звучит следующим образом: введение системы страхования вкладов и увеличение размера максимального возмещения приводит к росту риска, который берет на себя банк, следовательно, моральный риск существует в банковской системе.

Для проверки данной гипотезы используется регрессионная модель:

$$MH_{it} = \alpha + \beta \cdot DI_t + \gamma \cdot B_{it} + \varphi \cdot C_t + \varepsilon_{it},$$

где  $MH$  — зависимая переменная, характеризующая уровень риска для банка  $i$  в момент времени  $t$ ;

$DI$  — объясняющая переменная, характеризующая ССВ;

$B$  — вектор контрольных переменных, характеризующих банк  $i$  в момент времени  $t$ ;

$C$  — вектор контрольных переменных, характеризующих общее экономическое состояние в момент времени  $t$ .

Одной из наиболее интересных задач, рассматриваемых в рамках данного исследования, является выбор адекватных прокси риска.

Теоретическая база выбора прокси морального риска — статья Т. Хеллмана, К. Мердока и Дж. Стиглица [18], где моральный риск моделируется как рост доли вложений в «игровой актив». В качестве «игрового актива» используется доля вложений в негосударственные ценные бумаги. Характеристики данного актива наиболее близки к характеристикам «игрового актива», и вкладчиками он воспринимается как рискованный, что было эмпирически подтверждено в работе А.А. Пересецкого [2].

Объясняющая переменная, характеризующая систему страхования вкладов, специфицирована тремя различными способами, что позволяет провести дополнительную проверку робастности результатов.

В первой спецификации данная переменная представляет собой вектор, состоящий из четырех фиктивных переменных. Каждая из них равняется 1 для соответствующего этапа развития ССВ и 0 — во все остальные периоды. Такая спецификация позволяет оценить влияние на моральный риск не только непосредственного введения ССВ, но и отдельно каждого изменения ее основных характеристик. Вторая спецификация объясняющей переменной — фиктивная переменная

на участие банка в ССВ. Данная спецификация помогает оценить прямой эффект вступления банка в системе страхования вкладов. В рамках третьей спецификации система страхования вкладов характеризуется отношением максимального возмещения к среднему депозиту на душу населения. Этот показатель в большей степени характеризует степень застрахованности вкладов населения, т.е. с ростом показателя фактически падает доля незастрахованных средств в денежном выражении.

В модель вводится также ряд контрольных переменных.

1. **Натуральный логарифм активов банка** позволяет учесть влияние размера банка на уровень риска. Можно предположить, что более крупные банки будут более склонны к риску: во-первых, неявные гарантии для таких банков выше (слишком большой, чтобы обанкротиться), во-вторых, выше и уровень доверия к крупным банкам в России, а следовательно, рыночная дисциплина для них слабее.

2. **Уровень капитализации** — отношение собственных средств банка к активам. Основное предположение таково: чем выше уровень капитализации банка, тем более консервативной политики он придерживается, а значит, уровень риска инвестиционной политики данного банка ниже, так же как и создаваемый им моральный риск.

3. **Доля депозитов частных вкладчиков в пассивах.** Чем выше этот показатель, тем большее влияние должно иметь введение и расширение ССВ на уровень риска банка, так как рыночная дисциплина для такого банка будет ослабевать в большей степени.

4. **Первый лаг отношения просроченных кредитов к кредитам.** Данная переменная должна характеризовать рискованность предшествующей инвестиционной политики банка. Несмотря на то что доля просроченных кредитов напрямую не связана с долей вложений в негосударственные ценные бумаги и учитывает лишь кредитный риск, можно предположить, что чем выше доля просрочки, тем больше рисков банк брал на себя в прошлом и тем более склонен он к тому, чтобы подвергать риску средства вкладчиков.

5. **Фиктивная переменная, характеризующая структуру собственности банка.** Для целей данного исследования выделяются только государственные<sup>2</sup> банки. Государственные банки находятся под протекцией своего основного собственника и располагают более широки-

---

<sup>2</sup> Включая банки, напрямую принадлежащие государству, и банки, чьим основным собственником являются государственные корпорации или региональные власти.

ми неявными гарантиями, более того, вкладчики, особенно в России, больше доверяют государственным банкам и менее склонны контролировать их деятельность. С одной стороны, государственные банки могут позволить себе наращивать риски, с другой — государственные банки более консервативны и могут быть ограничены в выборе инвестиционной политики. Можно предположить, что введение и расширение ССВ оказывает меньшее влияние на уровень риска инвестиционной политики государственных банков.

6. Фиктивные переменные, характеризующие состояние банка, указывают, существует ли банк на всем периоде наблюдений, или он был реструктурирован (слит с другим банком) и его лицензия была аннулирована, или данный банк лишился лицензии из-за несоблюдения нормативов ЦБ. Гипотеза относительно поведения ликвидированных банков (прежде всего тех, чья лицензия была отозвана) такова: банки, которые в какой-то момент не смогли выполнять свои обязательства, вели более рискованную инвестиционную политику, больше инвестировали в «игровой актив» и, следовательно, подвергали своих вкладчиков большему моральному риску.

Далее, для учета общего состояния экономики и прочих внешних факторов в модель была введена переменная квартального прироста ВВП. Эта переменная помогает учесть не только общий уровень экономики в данный момент времени, но и влияние кризиса, не вводя для этого отдельной фиктивной переменной. Кроме того, для учета возможной сезонности в модель вводится вектор из трех фиктивных переменных, характеризующих соответствующие кварталы.

Регрессионная зависимость оценивается при помощи модели с фиксированными и случайными эффектами, помимо этого проводится тест Хаусмана для выявления более предпочтительных спецификаций.

### 3.3. Данные

В исследовании используются данные базы Интерфакс за период с III квартала 2003 г. по III квартал 2011 г. Этот временной интервал охватывает всю историю существования ССВ в России, а также период до введения ССВ и начала массового вступления банков в систему.

Выборка банков формировалась по следующим принципам.

1. Выборка была зафиксирована на I квартал 2004 г. (в этом квартале было объявлено о создании ССВ).

2. Для формирования выборки были взяты 25% крупнейших (с точки зрения совокупных активов) банков (немногим более 300), чьи суммарные активы составляли более 90% активов банковской системы на I квартал 2004 г.

3. Для попадания в выборку доля депозитов населения в пассивах банка должна была превышать 15%, так как только банки с достаточной долей застрахованных пассивов испытывают влияние системы страхования вкладов и могут изменить свое поведение в результате ослабления рыночной дисциплины.

Таким образом, была сформирована выборка, включающая 178 банков<sup>3</sup>, из которых 158 (88,8%) являются частными, 20 — государственными, а 44 банка (25%) лишились лицензии в рассматриваемом периоде.

Для проведения дополнительных проверок и получения наиболее надежных результатов данная выборка была модифицирована. Таким образом, в ходе исследования, помимо базовой выборки оценивались еще три ее модификации:

1) выборка 1 — частные банки, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений (117 банков);

2) выборка 2 — частные и государственные банки, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений (132 банка);

3) выборка 3 — все частные банки (158 банков).

Описательные статистики основных переменных представлены в табл. 1 с разбивкой по выборкам.

Из табл. 1 видно, что средняя доля вложений в негосударственные ценные бумаги практически равна для всех выборок. Средний размер активов выше для выборок, включающих государственные банки, а средняя доля депозитов физических лиц выше для выборок, где присутствуют ликвидированные банки. Среднее отношение просроченной задолженности к кредитам также выше для выборок, включающих ликвидированные банки. Данные наблюдения не тестировались статистически и потому могут быть использованы лишь в качестве предположений.

Анализ корреляционных матриц позволяет сделать вывод о том, что проблема мультиколлинеарности при оценке данной модели не возникает.

Для того чтобы учесть гетероскедастичность остатков, все модели оценивались с использованием робастных стандартных ошибок.

---

<sup>3</sup> 56% активов и 87% депозитов банковской системы России на I квартал 2004 г.

**Таблица 1.** Описательные статистики основных непрерывных переменных

	Выборка 1			Выборка 2				
	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Доля вложений в НГЦБ	0,056	0,076	0	0,62	0,056	0,0752	0	0,62
Лог(активы)	9,133	1,372	4,31	13,68	9,252	1,505	4,31	16,05
Капитал/активы	0,147	0,076	0	0,75	0,145	0,076	0	0,82
Депозиты/обязательства	0,361	0,171	0	0,83	0,362	0,172	0	0,83
Просроченная задолженность/кредиты	0,027	0,038	0	0,48	0,029	0,056	0	2,45
	Выборка 3			Выборка 4				
Доля вложений в НГЦБ	0,055	0,075	0	0,62	0,054	0,074	0	0,62
Лог(активы)	9,027	1,341	4,31	13,68	9,129	1,4659	4,31	16,05
Капитал/активы	0,152	0,094	0	0,96	0,15	0,092	0	0,96
Депозиты/обязательства	0,366	0,173	0	0,95	0,368	0,176	0	0,95
Просроченная задолженность/кредиты	0,032	0,07	0	1,08	0,033	0,083	0	2,45

Выборка 1: частные банки, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений.

Выборка 2: частные и государственные банки, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений.

Выборка 3: частные банки, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений или были ликвидированы в данном периоде.

Выборка 4: частные и государственные банков, которые успешно функционировали в течение всего периода наблюдений или были ликвидированы в данном периоде.

### 3.4. Результаты

В табл. 2–4<sup>4</sup> представлены наиболее важные результаты оценивания модели<sup>5</sup>.

**Таблица 2.** Результаты: первая спецификация объясняющей переменной

	Выборка 1	Выборка 2	Выборка 3	Выборка 4
c1	0,012*** (0,003)	0,011*** (0,003)	0,011*** (0,002)	0,01*** (0,002)
c2	0,01** (0,004)	0,01*** (0,004)	0,006 (0,004)	0,007** (0,003)
c3	0,0013 (0,004)	0,004 (0,004)	-0,002 (0,003)	0,0006 (0,003)
c4	0,035*** (0,005)	0,041*** (0,006)	0,03*** (0,005)	0,036*** (0,004)
Лог(активы)	0,008*** (0,02)	0,007** (0,003)	0,014*** (0,002)	0,012*** (0,002)
Капитал/активы	-0,086*** (0,0217)	-0,104*** (0,023)	-0,044** (0,018)	-0,049*** (0,016)
Депозиты/ обязательства	0,002 (0,011)	0,002 (0,01)	0,007 (0,01)	0,002 (0,009)
Просроченная задолженность/ кредиты	0,222*** (0,043)	0,11** (0,059)	0,122*** (0,028)	0,1*** (0,03)
Государственный				-0,02** (0,009)
Слияние			н.з.	н.з.
Отзыв лицензии			н.з.	н.з.
Тип модели	RE	FE	RE	RE
<i>F</i> -statistics/ $\chi^2$	629,47	56,95	697,17	806,01
Prob > <i>F</i> ( $\chi^2$ )-statistics	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

<sup>4</sup> В скобках указаны стандартные ошибки.

\*\*\* Переменная значима на 1%-ном уровне значимости.

\*\* Переменная значима на 5%-ном уровне значимости.

\* Переменная значима на 10%-ном уровне значимости.

<sup>5</sup> Оценки переменных макроэкономической среды и квартальных переменных не включены в таблицы.

**Таблица 3.** Результаты: вторая спецификация объясняющей переменной

	Выборка 1	Выборка 2	Выборка 3	Выборка 4
ССВ	0,006** (0,003)	0,009*** (0,002)	0,005** (0,002)	0,007*** (0,002)
Лог(активы)	0,017*** (0,002)	0,018*** (0,002)	0,021*** (0,002)	0,02*** (0,001)
Капитал/активы	-0,073*** (0,0234)	-0,062*** (0,02)	-0,037** (0,018)	-0,04** (0,016)
Депозиты/ обязательства	0,028** (0,01)	0,008 (0,009)	0,027*** (0,009)	0,012 (0,009)
Просроченная задолженность/ кредиты	0,383*** (0,0362)	0,2** (0,091)	0,197*** (0,026)	0,16*** (0,04)
Государственный		-0,026** (0,012)		-0,03*** (0,01)
Слияние			н.з.	н.з.
Отзыв лицензии			н.з.	н.з.
Тип модели	FE	RE	RE	RE
$F$ -statistics/ $\chi^2$	60,08	573,1	594,34	648,82
Prob > $F(\chi^2)$ -statistics	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Как видно из табл. 2–4, введение и расширение ССВ приводит к росту доли вложений в негосударственные ценные бумаги, что подтверждает основную гипотезу: склонность банков к принятию риска будет увеличиваться по мере расширения системы страхования.

Результаты оценивания модели с первой спецификацией объясняющей переменной говорят о том, что введение ССВ, ее первое и последнее расширения привели к тому, что банки стали наращивать долю вложений в негосударственные ценные бумаги, причем этот результат является робастным для всех выборок. Самое существенное влияние на долю инвестиций в негосударственные ценные бумаги оказало последнее расширение ССВ (необходимо уточнить, что в рамках данного расширения была также отменена практика частичного страхования, которая теоретически должна снижать негативные стимулы, создаваемые ССВ), которое привело к увеличению доли вложений в негосударственные ценные бумаги на 3–4,1% относительно уровня, характерного для банков до введения ССВ. Это существенный рост, если



**Таблица 4.** Результаты: третья спецификация объясняющей переменной

	Выборка 1	Выборка 2	Выборка 3	Выборка 4
Возмещение	-0,0002 (0,0002)	0,0004 (0,0003)	0,00005 (0,0002)	0,0004* (0,0002)
Лог(активы)	0,0197*** (0,0017)	0,019*** (0,0017)	0,023*** (0,001)	0,022*** (0,001)
Капитал/активы	-0,07*** (0,024)	-0,068*** (0,02)	-0,037** (0,018)	-0,038** (0,017)
Депозиты/ обязательства	0,03*** (0,01)	0,014 (0,009)	0,03*** (0,009)	0,017** (0,009)
Просроченная задолженность/ кредиты	0,389*** (0,037)	0,2** (0,09)	0,2*** (0,027)	0,16*** (0,036)
Государственный		-0,028** (0,012)		-0,028*** (0,01)
Слияние			н.з.	н.з.
Отзыв лицензии			н.з.	н.з.
Тип модели	FE	RE	RE	RE
$F$ -statistics/ $\chi^2$	55,70	469,47	532,09	641,63
Prob > $F(\chi^2)$ -statistics	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

учесть, что средняя доля вложений в негосударственные ценные бумаги колеблется вокруг 5%. Вторым по силе влияния оказалось введение ССВ, которое, исходя из результатов оценивания модели, привело к росту доли вложений примерно на 1%. Следует отметить, что влияние факта вступления банка в ССВ также оказалось высокозначимым. Коэффициенты при данной переменной говорят о том, что банки наращивали долю вложений в негосударственные ценные бумаги после вступления в ССВ. Эти результаты подтверждают предположение о том, что моральный риск существует в российской банковской системе. Фактически негативное влияние широких гарантий на стимулы банков и вкладчиков в итоге приводило к тому, что банки начинали отдавать предпочтение более рискованным инструментам, тем самым подвергая вкладчиков большему риску. Более того, принимая во внимание результаты эмпирических исследований, свидетельствующих о том, что рыночная дисциплина снизилась в российской банковской

системе после введения ССВ, можно сделать вывод, что как прямое, так и косвенное влияние системы страхования на стимулы банков привело к усугублению проблемы морального риска.

В свете полученных результатов особенный интерес представляют работы А. Анкинанда и К. Вилборга [5; 6], где авторы показывают, что между уровнем риска в банковской системе и степенью застрахованности вкладчиков существует квадратичная зависимость, а точка в минимуме параболы — оптимальный уровень страхового покрытия, который, с одной стороны, позволяет оградить банковскую систему от набегов вкладчиков, а с другой — не создает слишком сильных предпосылок для развития негативных стимулов и морального риска. В свою очередь, в работе В. Иоанниду, Дж. де Дреу [20] демонстрируется, что если уровень застрахованности превышает 60% (в России на сегодняшний день этот показатель составляет 68%), негативное воздействие системы страхования вкладов на стимулы агентов перевешивает положительные эффекты, связанные со стабилизацией банковской системы.

Опираясь на результаты представленного выше эмпирического исследования, можно предположить, что высокая чувствительность банков к последнему расширению ССВ говорит о том, что оптимальный уровень застрахованности был пройден в этот момент, что стимулировало рост негативных стимулов.

Анализ влияния контрольных переменных также подтверждает выдвинутые ранее гипотезы. Размер банка положительно влияет на долю вложений в негосударственные ценные бумаги, что подтверждает предположение о том, что более крупные банки в России более склонны к риску, так как априори пользуются большим доверием у вкладчиков и меньше рискуют спровоцировать своим рискованным поведением отток вкладов.

Уровень капитализации банка негативно связан с долей вложений в негосударственные ценные бумаги. Это наблюдение говорит в пользу того, что более консервативные банки (те, чья капитализация выше) вкладывают меньше средств в рискованные активы.

Доля депозитов в пассивах положительно влияет на уровень риска, т.е. чем большую долю пассивов банка занимают застрахованные вклады физических лиц, тем более склонен данный банк к принятию риска, что также подтверждает гипотезу о существовании морального риска, связанного с действием ССВ и снижением рыночной дисциплины.

Характеристика риска предшествующей кредитной политики положительно влияет на уровень принятия риска в данном периоде.

Квартальные фиктивные переменные преимущественно незначимы, что свидетельствует об отсутствии сезонности в данных, хотя вторая и третья спецификации объясняющей переменной выявляют, что на 10%-ном уровне значима фиктивная переменная I квартала. Это означает, что в некоторых случаях доля вложений в негосударственные ценные бумаги в I квартале несколько выше, чем в IV. Такой результат может быть объяснен эффектом реализации прибыли: в IV квартале банки стремятся показать прибыли и потому могут распродавать свои торговые портфели с целью улучшения финансовых показателей.

Прирост ВВП приводит к росту вложений в негосударственные ценные бумаги, хотя данный эффект сложно считать материальным.

Доля вложений в негосударственные ценные бумаги у государственных банков ниже, чем у частных, что может говорить об общем консерватизме инвестиционной политики кредитных учреждений данного типа. Как было сказано выше, основное отличие государственных банков от частных с точки зрения морального риска скорее заключается в том, что введение ССВ вряд ли может оказывать существенное влияние на государственные банки.

Значимого влияния слияния или ликвидации банка на долю вложений в негосударственные ценные бумаги на данном этапе исследования не выявлено. Отсутствие статистически значимой взаимосвязи можно объяснить тем, что многие банки-банкроты из исследуемой выборки лишились лицензии (в основном были реструктурированы) в 2005–2007 гг., когда рынок ценных бумаг был существенно менее развит.

В целом результаты оценивания модели являются согласованными и подтверждают выдвинутые ранее гипотезы. Более того, эти результаты подтверждают гипотезу о существовании в российской банковской системе морального риска и его увеличении вследствие расширения системы страхования вкладов, а также открывают перспективу для дальнейших исследований, направленных на формирование в России оптимальной структуры системы страхования вкладов.

## **Заключение**

В данной работе рассматривается проблема морального риска, возникающая при введении системы страхования вкладов. Целью работы

является проведение эмпирического анализа и исследование основных гипотез на примере российской банковской системы.

Основная гипотеза данного исследования формулируется следующим образом: введение и расширение системы страхования вкладов негативно сказывается на уровне риска инвестиционной политики банка и приводит к росту морального риска.

Исследование этой проблемы является актуальным и имеет большое научное и практическое значение. Моделирование оптимальной структуры системы страхования, которая позволила бы одновременно укрепить стабильность банковской системы и сохранить здоровые стимулы агентов, — одна из первоочередных задач современного банковского регулирования. Тем не менее решение этой задачи невозможно без детального изучения существующего практического опыта внедрения систем страхования вкладов.

В данной работе на базе проанализированной литературы строится эконометрическая модель и формируются прокси морального риска, которые позволяют протестировать основную гипотезу. Используемый в работе подход для моделирования морального риска ранее не применялся в эмпирических исследованиях российской банковской системы. В рамках этого подхода в качестве основной зависимой переменной, характеризующей уровень риска инвестиционной политики банка, берется показатель доли вложений в негосударственные ценные бумаги, кроме того применяются три различные спецификации основной объясняющей переменной — прокси системы страхования вкладов. Для получения наиболее робастных результатов модель оценивается на четырех различных выборках.

Полученные результаты подтверждают выдвинутую гипотезу. Введение и расширение системы страхования вкладов в России привело к росту уровня риска инвестиционной политики банков, выраженного в росте доли вложений в негосударственные ценные бумаги, что свидетельствует о существовании морального риска. При этом наибольшее влияние на уровень риска оказало введение ССВ и ее расширение, прошедшее в 2008 г., когда максимальный размер возмещения был увеличен до 700 000 руб., а практика частичного страхования отменена. Этот эффект был менее выражен для государственных банков.

Данные выводы согласуются с результатами большинства исследований, посвященных проблемам морального риска и анализу российского опыта внедрения системы страхования.

Новизна исследовательских результатов заключается в том, что ранее влияние системы страхования вкладов напрямую на уровень риска банков в России не оценивалось, а выбранный нами для анализа временной промежуток вовсе не рассматривался в работах по данной тематике.

Представленные результаты могут быть интересны в первую очередь с точки зрения дальнейшего развития и совершенствования системы страхования вкладов в России. Анализ, проведенный в данной работе, позволяет сделать предположение, что российская система страхования вкладов создает негативные стимулы для вкладчиков и банков, соответственно повышая хрупкость банковской системы и ее уязвимость перед шоками различного типа.

## Источники

1. Мельников А.Г., Венедиктов А.А. Влияние системы страхования вкладов на рынок депозитов и поведение населения // Деньги и кредит. 2008. № 2. С. 24–31.
2. Пересецкий А.А. Эконометрические методы в дистанционном анализе деятельности российских банков. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012.
3. Семенова М. Как вкладчики дисциплинируют банки: пример России. Научный доклад № 07/02. М.: Консорциум экономических исследований и образования, 2007. (Серия «Научные доклады»).
4. Федеральный закон от 23 декабря 2003 г. № 177-ФЗ «О страховании вкладов физических лиц в банках Российской Федерации».
5. Angkinand A., Wihlborg C. Deposit Insurance Coverage, Credibility of Non-insurance, and Banking Crises, LEFIC Working Paper No. 2005-10. 2005.
6. Angkinand A., Wihlborg C. Deposit Insurance Coverage, Ownership, and Banks' Risk-taking in Emerging Markets // Journal of International Money and Finance. 2010. Vol. 29. P. 252–274.
7. Barth J.R., Caprio G., Levine R. The Regulation and Supervision of Banks Around the World — a New Database. World Bank Policy Research Working Paper No 2588. 2001.
8. Chernykh L., Rebel C. Does Deposit Insurance Improve Financial Intermediation? Evidence From the Russian Experiment. MPRA Paper No. 12987. 2009.
9. Demirgüç-Kunt A., Detragiache E. Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation // Journal of Monetary Economics. 2002. Vol. 49. P. 1373–1406.
10. Demirgüç-Kunt A., Huizinga H. Market Discipline and Deposit Insurance // Journal of Monetary Economics. 2004. Vol. 51. P. 375–399.

11. *Demirgüç-Kunt A., Kane E., Laeven L.* Determinants of Deposit Insurance Adoption and Design. World Bank Policy Research Working Paper No. 3849. 2006.
12. *Diamond D., Dybvig P.* Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity // *Journal of Political Economy*. 1983. Vol. 91. P. 401–419.
13. *Dinger V., Von Hagen J.* Does Interbank Borrowing Reduce Bank Risk? // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2009. Vol. 41. No. 2–3. P. 491–506.
14. *Forssbæck J.* Ownership Structure, Market Discipline, and Banks' Risk-Taking Incentives under Deposit Insurance // *Journal of Banking and Finance*. 2011. Vol. 35. P. 2666–2678.
15. *Friexas X., Rochet J.-C.* *Microeconomics of Banking*. 2nd ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2008.
16. *Gan L., Wang W.-Y.* Partial Deposit Insurance and Moral Hazard in Banking. MPRA Paper No. 25798. 2010.
17. *Gropp R., Vesala J.* Deposit Insurance, Moral Hazard and Market Monitoring. ECB Working Paper No. 302. 2004.
18. *Hellmann T.F., Murdock K.C., Stiglitz J.E.* Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough? // *The American Economic Review*. 2000. Vol. 90. No. 1. P. 147–165.
19. *Hooks L., Robinson K.* Moral Hazard and Texas Banking in the 1920s. Federal Reserve Bank of Dallas FIS Working Paper No. 9601. 1996.
20. *Ioannidou V.P., Dreu J. de.* The Impact of Explicit Deposit Insurance on Market Discipline. De Nederlandsche Bank. Working Paper No. 089/2006. 2006.
21. *Ioannidou V.P., Penas M.F.* Deposit Insurance and Bank Risk-taking: Evidence from Internal Loan Ratings // *Journal of Financial Intermediation*. 2010. Vol. 19. P. 95–115.
22. *Karas A., Pyle W., Schoors K.* The Effect of Deposit Insurance on Market Discipline: Evidence From a Natural Experiment on Deposit Flows. BOFIT Discussion Papers No. 8/2010. 2010.
23. *Laeven L.* International Evidence on the Value of Deposit Insurance // *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 2002. Vol. 42. P. 721–732.
24. *Nier E., Baumann U.* Market Discipline, Disclosure and Moral Hazard in Banking // *Journal of Financial Intermediation*. 2005. Vol. 15. P. 332–361.
25. *Niinimäki J.-P.* The Effects of Competition on Banks' Risk Taking With and Without Deposit Insurance. Bank of Finland Discussion Papers No. 21/2000. 2000.
26. *Peresetsky A.* Market Discipline and Deposit Insurance in Russia. BOFIT Discussion Papers No. 14/2008. 2008.
27. *So J., Wei J.Z.* Deposit Insurance and Forbearance Under Moral Hazard // *The Journal of Risk and Insurance*. 2004. Vol. 21. No. 4. P. 707–735.
28. *Ungan E., Caner S., Ezyldxrxm S.* Depositors' Assessment of Bank Riskiness in the Russian Federation // *Journal of Financial Services Research*. 2008. Vol. 33. No. 2. P. 77–100.

29. *Vernikov A.* Government Banking in Russia: Magnitude and New Features. IWH Discussion Paper No. 13/2011. Halle (Saale), 2011.

30. International Association of Deposit Insurers. URL: <http://www.iasi.org/default.aspx>

31. Официальный сайт банка России. URL: [www.cbr.ru](http://www.cbr.ru)

32. Информационный портал banki.ru. URL: [www.banki.ru](http://www.banki.ru)

33. Официальный сайт Агентства по страхованию вкладов. URL: [www.asv.org.ru](http://www.asv.org.ru)

34. Статистическая база данных Интерфакс 100 «Российские банки».

© Киселева В.Д., 2013

**А.В. Костров**  
Научный  
руководитель —  
А.М. Карминский  
Кафедра  
банковского дела

# Способы оценивания вероятности дефолта банков с использованием эконометрических методов

---

Совершенствование моделей вероятности дефолта банков является одним из перспективных направлений риск-менеджмента, предусмотренных Базельским соглашением в рамках IRB-подхода. В данном исследовании особое внимание уделяется: 1) расширению горизонта эмпирического исследования за счет использования российской банковской статистики за период с 1998 по 2011 г.; 2) оценке влияния макроэкономических и институциональных факторов на вероятность дефолта банка; 3) влиянию нелинейностей по объясняющим переменным на вероятность дефолта банка; 4) тестированию качества построенной модели.

В работе была использована логистическая регрессия с квазипанельной структурой данных. В результате исследования делаются выводы о квадратичной зависимости вероятности дефолта банка от его размера, достаточности капитала и рентабельности, а также о том, что учет макроэкономических и институциональных переменных, как и фактора времени, существенно улучшает качество модели.

Результаты моделирования представляют потенциальный интерес не только для регулятора, но и для коммерческих банков в рамках задач риск-менеджмента.

## Введение

В данном исследовании рассмотрены особенности моделирования вероятности дефолта банка применительно к российским реалиям с использованием логистической модели бинарного выбора. Предложен ряд моделей вероятности дефолта (моделей раннего предупреждения) для российских банков на основе национальной банковской статисти-



ки, макроэкономических и институциональных данных за период с 1998 по 2011 г.

Такие модели способны помочь предсказывать дефолты банков и должны оказаться востребованы национальным банковским сектором. В соответствии с поставленной целью необходимо решить следующие задачи:

- осуществить сбор необходимых для исследования финансовых данных об операционной деятельности банков и информации о внешней среде, с которой им приходится взаимодействовать;
- отобрать финансовые, макроэкономические и институциональные факторы, которые влияют на вероятность дефолта кредитной организации, определить характер этого влияния;
- определить финальную спецификацию модели вероятности дефолта банка и протестировать ее качество, предсказательную силу.

В предшествующих исследованиях акценты были сделаны преимущественно на построении моделей, которые не имели отношения к России, либо на периодах кризиса, преимущественно кризиса 1998 г. В то же время наиболее продуктивным представляется применение таких моделей в сравнительно стабильных условиях, когда зарождаются предположения неустойчивости как отдельных банков, так и банковской системы в целом.

В работе использованы квазипанельные данные за сравнительно большой период времени — с 1998 по 2011 г. Помимо макроэкономических факторов, внимание было уделено институциональным составляющим банковской среды, а также фактору времени. Проведено исследование влияния нелинейностей переменных на вероятность дефолта банка.

Модель вероятности дефолта представляет потенциальный интерес для трех групп пользователей: Банка России как регулятора, коммерческих банков и их контрагентов. Банк России сможет выявлять наиболее уязвимые банки (группу риска) для своевременного принятия мер по их финансовому оздоровлению.

Модель может оказаться полезной для контрагентов банка (в том числе для других банков), поскольку позволит лучше осознавать риски вложения финансовых средств в конкретный банк. Для коммерческих банков представляет интерес и наблюдение за динамикой вероятности собственного дефолта, в целях оценки рисков, связанных с банковской деятельностью и проводимой политикой. Модель бинарного выбора типа логит дает возможность оценивать влияние на вероятность

дефолта каждого из объясняющих факторов и рассчитывать соответствующие предельные эффекты.

Структура исследования такова. В первом разделе представлен обзор литературы по моделированию дефолта банков и — кратко — по российской банковской системе. В следующем разделе описаны эмпирические источники базы данных и особенности ее формирования. Процесс построения и улучшения модели вероятности дефолта российского банка представлен в третьем разделе. Тестирование и интерпретация результатов — в четвертом, здесь же проведено сравнение качества построенной и альтернативных моделей вероятности дефолта банка. В заключении содержатся краткие выводы.

## **1. Предпосылки построения моделей вероятности дефолта: обзор литературы**

Подходы к построению моделей раннего предупреждения для банковского сектора и факторы, которые определяют успешность операционной деятельности банков в развитых странах, рассмотрены в ряде исследований, результаты которых обобщены в работе [7]. Далее мы сосредоточимся на рассмотрении преимущественно тех работ, в которых изучается опыт России и развивающихся стран.

Сначала систематизируем финансовые переменные, потенциально в наибольшей степени характеризующие устойчивость позиции банка. Прежде всего это размер активов банка и его капитализация [1; 16]. Первый фактор чаще всего измеряется в логарифмическом масштабе по характеристике суммарных активов банка, второй — нормативами достаточности капитала или их прокси, например, отношением капитала банка к суммарным активам. Размер банка является достаточно важной характеристикой в силу того что:

- показатель размера банка является значимым практически во всех моделях вероятности дефолта [16];
- крупным частным банкам присущ более высокий риск несостоятельности (*insolvency risk*), что нашло подтверждение в работе [10];
- дефолты крупных банков приводят к значительным стрессам в экономике, чего регулятор стремится избежать; при этом он, как правило, не в состоянии разобраться со сделками, которые проводят крупные банки [8].

Достаточность капитала (в России — норматив достаточности капитала Н1) характеризует уровень средств банка, которыми он в со-

стоянии рисковать при осуществлении операционной деятельности. Наша гипотеза, основанная на статистике соответствующих индикаторов банков, состоит в том, что этот коэффициент должен входить в модель нелинейным образом. При низком значении показателя достаточности капитала собственных средств может оказаться недостаточно для покрытия принятых рисков, а при высоком — неэффективно выглядит бизнес-модель операционной деятельности. В последнем случае не используются имеющиеся возможности долгового финансирования и (согласно работе [17]), увеличивается доля неработающих активов. Можно ожидать U-образную зависимость вероятности дефолта от достаточности капитала.

В статье [13] в отличие от ранее высказанной гипотезы отмечается, что для российского банковского сектора более высокий показатель отношения капитала к активам способствует снижению вероятности дефолта кредитной организации, в то время как размер банка, в противовес позициям вышеуказанных работ, не влияет на вероятность его дефолта. Интересно, что по результатам проведенного в статье [Ibid.] анализа истощение ликвидных средств банка увеличивает вероятность его дефолта. При этом отмечается, что данный факт имеет теоретическое и эмпирическое подтверждение.

По общему мнению включение в эмпирическую модель макроэкономических переменных позволяет улучшить прогнозное качество вероятности дефолта [1]. Как показано в работе [Ibid.], параметры, отражающие общее улучшение в экономике, положительно влияют на состояние банка. Рост ВВП, рост промышленного производства, увеличение реальных доходов населения и улучшение внешнеторговой ситуации являются параметрами, которые потенциально оказывают положительное влияние на устойчивость банка в долгосрочной перспективе. В качестве макропеременных в нашей работе будут рассмотрены темп роста ВВП и уровень инфляции, как опережающие индикаторы банковского кризиса.

В статье [14] определяется модель вероятности дефолта банков в странах Восточной Европы. Авторы отмечают, что темпы роста ВВП являются одним из ключевых опережающих макроэкономических индикаторов, который должен использоваться в моделях оценки вероятности дефолта банков.

Следующей группой факторов, которые используются в целях улучшения моделей для банковского сектора, являются институциональные индикаторы. По мнению ряда авторов, тип собственности в

банковской системе РФ является одной из ключевых характеристик банка. Например, в статье [10] делается вывод о том, что у банков с иностранным участием в капитале более высокий риск несостоятельности, а у государственных — меньший, чем у остальных банков. К противоположному выводу приходят авторы статьи [15]. Согласно проведенному исследованию иностранные банки достигают лучших операционных результатов, чем национальные банки. К сожалению, в нашем случае при помощи регрессионного анализа невозможно оценить влияние принадлежности к иностранным и государственным банкам (по классификации А.В. Верникова [18]) на вероятность дефолта. Дело в том, что ни один полностью иностранный или государственный банк не допустил дефолта за 1998–2011 гг.

На деятельности банка может отражаться факт его участия в системе страхования вкладов (ССВ). Если банк является членом ССВ, существует вероятность того, что он будет принимать на баланс больше риска [10]. При наличии ССВ банкам легче получать денежные средства от вкладчиков, впоследствии не интересующихся финансовым состоянием банка.

Следующий институциональный фактор — расположение главного офиса банка. В статье [8] подчеркивается, что Банк России менее склонен отзываться лицензии у региональных банков в регионах с малым присутствием кредитных организаций (чтобы не ослаблять и без того умеренную конкуренцию на региональных рынках).

Подробный обзор различных типов моделей вероятности дефолта выходит за рамки данной работы. Полноценное освещение этого вопроса дано в статье [5].

## **2. Данные для эмпирического исследования**

Основной акцент в данной работе сделан на построении моделей отзыва лицензии из-за неплатежеспособности банка и отсутствия необходимых собственных средств на покрытие рисков, связанных с проведением активных операций. Необходимость четкого определения *дефолта банка* связана с тем, что в исходную выборку попадают банки, у которых лицензия была отозвана как из-за махинаций (отмывание денежных средств, пособничество терроризму), так и по инициативе самого банка. Класс моделей, описывающих махинации, выходит за рамки нашего исследования (см. статью [4]).

В данной работе мы будем придерживаться следующего понимания дефолта банка: банк считается обанкротившимся тогда и только тогда, когда [6]:

- достаточность собственного капитала становится ниже 2%;
- размер собственных средств ниже минимального значения уставного капитала на дату регистрации банка;
- банк не исполняет в срок, установленный Федеральным законом «О несостоятельности (банкротстве) кредитных организаций», требования Банка России о приведении в соответствие величины уставного капитала и размера собственных средств капитала;
- банк не способен удовлетворить требования кредиторов по денежным обязательствам и (или) исполнить обязанность по уплате обязательных платежей;
- банк был подвержен санации.

С учетом предварительного анализа и задач исследования информация о финансовых показателях была взята из ИАС «Банки и финансы» Информационного агентства «Мобиле». Основным параметром нашего выбора явился охватываемый временной горизонт — с 1998 г. При этом рассматривать более ранний период не имело смысла в связи с существенной сменой требований к бухгалтерскому учету в российских банках с 1998 г.

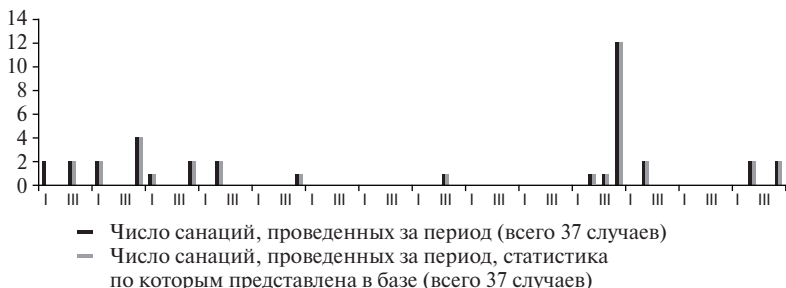
Для каждого банка анализировались поквартальные данные за период 1998—2011 гг. Использование помесячных данных представляется нецелесообразным в силу их «замусоренности».

Данные о фактах и причинах отзывов лицензий российских банков собирались с использованием приказов об отзыве (аннулировании) лицензий на осуществление банковских операций, изданных Банком России. Информация о проведенных санациях банков доступна на официальном сайте АСВ (АРКО), а также в других открытых источниках. При этом возможны два состояния банка: «0» — банк продолжает свою операционную деятельность (выжил); «1» — банк находится в состоянии дефолта.

За рассматриваемый 14-летний период (1998—2011 гг.) было зафиксировано 910 фактов отзыва лицензии, а также 37 случаев, когда банки были подвержены санации. По большинству этих банков в использовавшейся базе данных была представлена финансовая статистика. Динамика отзывов лицензий у КО в сравнении теми отзывами, которые признаны дефолтными, приведена на рис. 1, а отзывов, связанных с санацией банка, — на рис. 2. Для моделирования были доступны



**Рис. 1.** Сравнение исторической динамики отзывов лицензии у кредитных организаций и отзывов, признанных дефолтами (поквартально, 1998–2011 гг.)



**Рис. 2.** Дефолты, связанные с санацией банков. Распределение произошедших санаций банков и их покрытие использованной базой данных «Банки и финансы» (поквартально, 1998–2011 гг.)

374 случая, так как по ряду банков не было достаточной информации. При этом анализировались как структура данных, так и описательные статистики.

Динамика отзывов лицензий у банков в целом соответствует динамике отзывов, признанных дефолтами в соответствии с нашей классификацией, за исключением того, что в 2005–2007 гг. отсутствует увеличение числа истинных дефолтов при увеличении числа отзывов из-за ужесточения надзора за мошенничеством.

Для проведения исследования было решено использовать квази-панельную структуру базы данных, которую при необходимости легко трансформировать в панельную. Таблица 1 характеризует структуру базы данных.

**Таблица 1.** Структура базы данных. Типичное наблюдение

Номер лицензии банка_период	Состояние банка	Набор финансовых показателей, тыс. руб.				
		BP	CP	...	KE	LA
507_1/4/2005*	0	219	115	...	83 513	31 830

\* 507\_1/4/2005 — 1 апреля 2005 г., конец I квартала 2005 г.; наблюдение по банку с номером лицензии 507.

Поквартальные данные использовались на основе бухгалтерских балансов по российской отчетности в виде точечных значений на конец квартала, за исключением показателей, для которых учет в течение года происходит накопительным образом (был взят прирост значения этих переменных за соответствующий квартал). Следует указать на высокую степень несбалансированности данных: число наблюдений для обанкротившихся банков существенно меньше, чем для успешно функционирующих.

Исходная выборка была разбита на две части. Первая, по которой строятся модели, включала наблюдения с 1998 г. по 2009 г., вторая, по которой оценивается прогнозная сила построенных моделей, — наблюдения 2010–2011 гг.

Для оценивания вероятности дефолта была использована logit-модель бинарного выбора [2].

### **3. Построение моделей вероятности дефолта банка**

#### **3.1. Очистка базы данных**

**Смысловая и статистическая очистка объясняющих переменных и данных.** Информационно-аналитическая система «Банки и финансы» включает около 170 финансовых показателей, определяемых на основе российской отчетности коммерческих банков. Но не все показатели на протяжении анализируемого временного интервала представлены в базе на должном уровне. В связи с этим оставлены только 35 показателей.

Поскольку лучшие результаты при построении модели дают относительные объясняющие переменные, для построения модели вероятности дефолта банка был сформирован набор возможных относительных финансовых объясняющих переменных, дополненный

логарифмом чистых активов (показатель размера банка). Выбор объясняющих переменных осуществлен исходя из возможности базы, накопленного в других исследованиях опыта, а также анализа объясняющих возможностей соответствующих переменных статистическими методами (ANOVA, матрицы корреляций и др.).

Очистка данных была проведена в несколько этапов. На первом этапе отсеивались явные ошибки (ввода или измерения). Затем по каждой из относительных переменных были удалены наблюдения, содержащие статистические выбросы для банков, продолжающих операционную деятельность.

### 3.2. Экономический смысл отобранных финансовых переменных

Оставшиеся объясняющие переменные разобьем по группам в соответствии со схемой CAMELS. Параллельно опишем наши ожидания относительно влияния данных переменных на вероятность дефолта банков.

1. Переменные, связанных с *капиталом* ( $C$ , capital) представлены *отношением капитала к активам*  $sk\_ca$ . Мы ожидаем U-ю зависимость вероятности дефолта (PD) от этого показателя, так как, с одной стороны, большая доля собственного капитала в чистых активах банка указывает на наличие запаса прочности, а с другой — слишком высокий уровень собственного капитала свидетельствует о пониженном уровне эффективности посреднической деятельности.

2. Переменные, связанные с *активами* ( $A$ , assets) представлены *логарифмом чистых активов*  $ln\_ca$  (который одновременно характеризует размер банка) и *отношением просроченной задолженности по ссудам к кредитам экономики*  $pzs\_ke$ .

Влияние переменной  $ln\_ca$  на PD неоднозначное и скорее U-образное, так как в новейшей российской истории немало случаев отзывов лицензий у крупнейших банков [1].

Поскольку высокий уровень просроченной задолженности относительно величины выданных кредитов  $pzs\_ke$  отражает неблагоприятное финансовое положение банка, а также низкое качество оценки рисков, связанных с операциями кредитной организации, можно ожидать отрицательное влияние на PD роста значения  $pzs\_ke$ . Этот показатель характеризует и уровень менеджмента в кредитной организации.



3. Переменные, связанные с *менеджментом* (M, management), помимо указанной выше переменной *pzs\_ke* представлены *отношением оборотов по корреспондентским счетам за период времени к чистым активам* (в логарифмическом масштабе) *ln\_oks\_ca*. Эта переменная является важнейшим индикатором банковской активности и стратегического поведения менеджмента банка.

4. Переменные, связанные с *прибылью* (E, earnings) представлены переменной *отношение балансовой прибыли к чистым активам* *br\_ca*. Как низкое (малая прибыльность), так и высокое (сверхприбыли) значения этого показателя имеют повышенные риски, в связи с чем ожидается U-образная зависимость, хотя, возможно, и не сильно выраженная. Сбалансированная прибыльность является отражением ориентации банка на устойчивое развитие.

5. Переменные, связанные с *ликвидностью* (L, liquidity) и *чувствительностью* (S, sensitivity) в рамках данного исследования представлены *отношением объема негосударственных ценных бумаг к чистым активам* *ncb\_ca*.

Операции с ценными бумагами, прежде всего с негосударственными, сопряжены с повышенным уровнем рыночного риска. При этом инвестирование в ценные бумаги, в том числе негосударственные, является важным компонентом управления ликвидностью банка. По нашему мнению, банки, которые очень активно вовлечены в торговлю негосударственными ЦБ и имеют высокое отношение *ncb\_ca*, с большей вероятностью допустят дефолт в будущем.

### 3.3. Выбор спецификации и построение базовой модели

**Несбалансированность данных** крайне негативно сказывается на качестве моделей бинарного выбора. В нашем случае один класс наблюдений (продолжающие деятельность банки) существенно доминирует над другим (в данном случае над допустившими дефолт банками), так как модель должна обучаться на наблюдениях обоих классов.

В этой работе использовался способ балансировки, описанный в статье [11]. Для увеличения доли наблюдений типа «дефолт» при моделировании применялся следующий алгоритм. Формировались 1000 подвыборок, каждая из которых содержала 5% наблюдений типа «банк продолжает операционную деятельность» от начальной выборки и все имеющиеся наблюдения типа «дефолт». Это позволило повысить долю допустивших дефолт банков до 10–12% в каждой из

подвыборок, а значит, каждая из них оказались пригодной для построения logit-модели.

Для построения модели финансовые показатели брались с лагами. **Выбор величины лага по финансовым объясняющим переменным** осуществлялся в пределах восьми кварталов [3], так как финансовые трудности банка достаточно быстро находят отражение в его балансе. Для этого строились логистические регрессии для каждой величины лага (от одного до восьми кварталов, поквартально) по финансовым переменным. На основе анализа статистических характеристик для выбранной спецификации модели в зависимости от величины лага определялась величина лага по финансовым переменным.

Проведенный анализ показал, что с увеличением лага падает качество моделей и адекватность модели эмпирическим данным. В связи с этим для дальнейшего рассмотрения принят лаг в два квартала. Такая модель будет называться *базовой* (basic). Параметры модели приведены в табл. 2.

### 3.4. Анализ нелинейностей по финансовым переменным

Исходя из интуитивных **экономических соображений**, высказанных в разделе 2, оценим влияние нелинейности по двум переменным, характеризующим отношения соответственно балансовой прибыли  $bp\_ca$  и собственного капитала  $sk\_ca$  к чистым активам, включив в модель полиномы до восьмой степени по данным переменным, чтобы оценить возможную степень нелинейности в моделях вероятности дефолта. В качестве основного инструмента для выбора статистически правильной степени будет использоваться тест максимального правдоподобия (LR-тест).

Данный тест статистически подтвердил, что модели с включением полиномов второй степени по переменным  $bp\_ca$  и  $sk\_ca$  вполне достаточны и модели с более высокими степенями не дают положительного эффекта. Модель с финансовыми переменными  $bp\_ca$  и  $sk\_ca$  с нелинейностью второго порядка будет называться *моделью с учетом нелинейностей 1-го типа* (basic\_exponent1, или b\_e1).

При **эконометрическом подходе к анализу нелинейностей** проводится дополнительный анализ нелинейностей, включающий использование квадратов и кубов объясняющих переменных в базовой эконометрической модели basic, кроме переменных размера банка  $\ln\_ca\_lag2$  и качества управления  $\ln\_oks\_ca\_lag2$ . Для проверки целесообразности

включения нелинейности последовательно отбрасывались значимые объясняющие финансовые переменные, начиная с наименее значимых, и одновременно анализировались статистические характеристики модели.

Этот алгоритм дал результат, близкий к ранее полученному, но по статистическим характеристикам вторая модель превзошла первую. Данная модель будет называться *моделью с учетом нелинейностей 2-го типа* (*basic\_exponent2*, или *b\_e2*). Ее улучшением мы будем заниматься далее.

Анализ статистических характеристик полученных ранее моделей (табл. 2) показывает, что коэффициент при показателе размера банка, выраженном в виде логарифма активов  $\ln_{ca}$ , далеко не всегда значим. В то же время существующая практика, анализ статистических данных по дефолтам российских банков, а также экономические соображения, приведенные ранее, показывают, что **нелинейность по размеру банка** существует и носит U-образный характер, причем описание линейной зависимостью неудовлетворительно. Эту гипотезу мы попытаемся подтвердить для итоговой модели.

### 3.5. Учет фактора времени

Одним из недостатков простой логистической модели является неучет фактора времени. Для **учета фактора времени по годам** введем ежегодные дамми-переменные для интервала 1998–2009 гг. Путем последовательного исключения незначимых дамми с использованием LR-теста удалось показать, что значима только одна дамми-переменная на 2009 г.

Аналогично рассмотрев **проблему сезонности**, удалось показать, что в модель должна быть включена дамми-переменная на I квартал. Полученная модель будет называться моделью с учетом фактора времени и обозначаться как (*basic\_exponent2\_time*, или *b\_e2\_t*).

### 3.6. Учет макроэкономических и институциональных факторов

Использование **макроэкономических переменных** потенциально позволяет улучшить прогнозное качество модели. При сборе данных были использованы ресурсы Единого архива экономических и социологических данных, Росстата, а также Центрального банка РФ.

**Таблица 2.** Итоговая таблица предложенных моделей. Значимость коэффициентов в построенных моделях. Сравнение статистических характеристик построенных моделей

Переменная	Модель						
	1	2	3	4	5	6	7
	Базовая (basic)	Базовая с учетом нелинейн. 1-го типа (b_e1)	Базовая с учетом нелинейн. 2-го типа (b_e2)	С доп. учетом фактора времени (b_e2_t)	С доп. учетом фактора времени, макроэкон. перемен. (b_e2_t_m)	С доп. учетом фактора времени, макроэкон. и институц. перемен. (b_e2_t_m_i)	Финальная базовая модель (b_e2_t_m_i_s)
<b>Значимость коэффициентов в построенных моделях</b>							
<i>sk_ca_lag2</i>	-0,55	-11,05***	-9,75***	-9,98***	-9,10***	-12,43***	-10,91***
<i>(sk_ca_lag2)<sup>2</sup></i>		16,56***	14,56***	15,04***	14,39***	16,81***	14,09***
<i>ln_ca_lag2</i>	-0,13**	-0,01	0,008	-0,13*	-0,10***	-0,11	-1,94**
<i>(ln_ca_lag2)<sup>2</sup></i>							0,06**
<i>bp_ca_lag2</i>	-11,45***	-71,90***	-74,52***	-72,42***	67,51***	-61,50***	-60***
<i>(bp_ca_lag2)<sup>2</sup></i>		1014***	976***	1073***	976***	1088***	1039***
<i>ncb_ca_lag2</i>	3,99***	4,47***	-6,20***	-4,80*	-4,95*	-4,25***	-4,55*
<i>(ncb_ca_lag2)<sup>2</sup></i>			24,05***	22,28***	22,50***	15,54**	16,08**
<i>pzs_ke_lag2</i>	6,38***	4,72***	4,33***	3,94***	4,23***	5,17	4,96***
<i>ln(oks_ca_lag2)</i>	-1,19***	-1,09***	-1,08***	-1,08***	-1,01***	-1,19	-1,18***
<i>d_09</i>				1,61***	2,15***	2,21	2,26***
<i>d_q1</i>				-1,07***	-1,28***	-1,41***	-1,47***
<i>gdp_gr_lag2</i>					0,17**	0,11	0,12

Модель						
1	2	3	4	5	6	7
Переменная	Базовая с учетом нелинейн. 1-го типа (b_e1)	Базовая с учетом нелинейн. 2-го типа (b_e2)	С доп. учетом фактора времени (b_e2_f)	С доп. учетом фактора времени, макроэкон. перемен. (b_e2_f_m)	С доп. учетом фактора времени, макроэкон. и институц. перемен. (b_e2_f_m_i)	Финальная базовая модель (b_e2_t_m_i_s)
	Базовая (basic)					
Значимость коэффициентов в построенных моделях						
<i>cri_lag2</i>				0,10***	0,10***	0,10***
<i>region</i>					2,85***	2,91***
Сравнение статистических характеристик построенных моделей						
Критерий сравнения						
Pseudo R <sup>2</sup>	0,5219	0,6046	0,6279	0,6403	0,7058	0,7095
S под ROC	0,8936	0,9187	0,9383	0,9418	0,9691	0,97
Sensitivity, %	72,30	77,34	78,42	79,14	83,81	84,53
Specificity, %	97,20	98,16	96,64	96,96	97,20	97,04
Pг (верное предсказание), %	92,67	94,37	93,32	93,72	94,76	94,76
Pг(ExWork), %	27,7	24,10	21,58	20,86	16,19	15,47

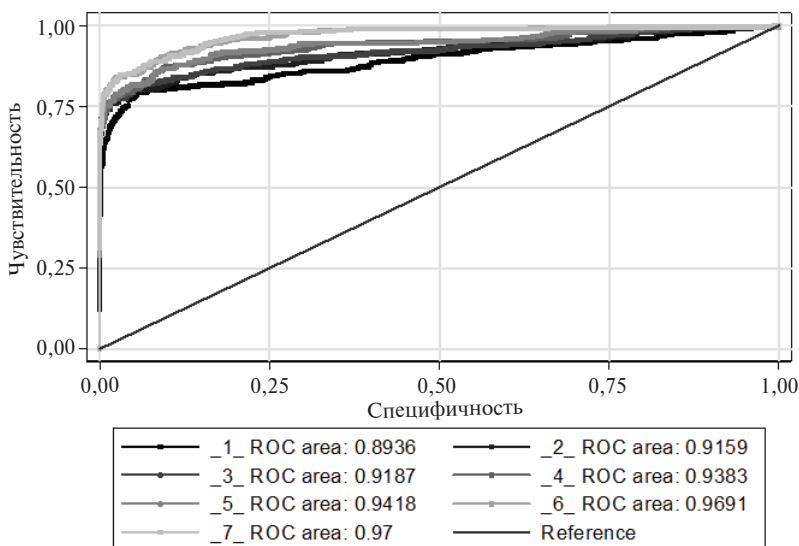
\*\*\* Значимость коэффициента на 1%-ном; \*\* — на 5%-ном; \* — на 10%-ном уровне значимости.

При выборе макроэкономических переменных учитывалось, что они могут сильно коррелировать между собой (проблема мультиколлинеарности). В результате первоначального отбора остановились на двух: ежеквартальные темпы роста ВВП *gdp\_gr* и индекс потребительских цен *cpi*. Величина лага по макроэкономическим переменным выбиралась так же, как и по финансовым переменным, и оказалась равной двум кварталам.

При учете **институциональных переменных**, проведенном ниже, принимаются во внимание не только типовые факторы институционального характера, но и особенности их реализации в России. Были рассмотрены две институциональные переменные: региональная принадлежность и принадлежность к системе страхования вкладов банка. Реестр банков — участников системы обязательного страхования вкладов подготовлен экспертами информационно-правового портала «Гарант».

После проверки значимости факторов (незначима принадлежность к системе страхования вкладов) *модель с дополнительным учетом макроэкономических и институциональных переменных* (*basic\_exponent2\_time\_macro\_institutional*, или *b\_e2\_t\_m\_i*) включила одну институциональную переменную (расположение головного офиса).

Для проверки справедливости сформулированного ранее утверждения о нелинейности зависимости вероятности дефолта относительно размера банка включим в модель вторую степень по данной переменной. Эта модель будет называться моделью с дополнительным учетом фактора времени, макроэкономических и институциональных факторов, квадратичностью размера банка. Данную спецификацию будем считать *финальной базовой моделью*. В нее входит ряд незначимых переменных, включение которых экономически обосновано и соответствует проверяемым гипотезам. Итоговые сведения о рассмотренных и наращиваемых по сложности моделях представлены в табл. 2. На рис. 3 приведено сравнение ROC-кривых для ключевых моделей.



**Рис. 3.** Сравнение ROC-кривых для ключевых моделей

## 4. Сравнение и тестирование построенных моделей. Интерпретация результатов

### 4.1. Тестирование модели

Возможным недостатком построенной логистической регрессии является тенденция к переобучаемости, т.е. высокий уровень зависимости полученных оценок и статистических свойств модели от исходной выборки. В данной работе получил развитие алгоритм перемешивания, описанный исследовании [12].

Смысл использованного алгоритма сводится к оценке финальной спецификации модели по 1000 выборок, каждая из которых содержит все имеющиеся в базе данных дефолты за 1998–2009 гг. и случайным образом выбранное достаточное число наблюдений по успешно функционирующим банкам. Знаки коэффициентов при всех переменных абсолютно стабильны, следовательно, модель не подвержена эффекту переобучаемости.

## 4.2. Интерпретация результатов

После обобщения коэффициентов при переменных для 1000 ранее построенных регрессий в п. 4.1 модель приняла вид:

$$\begin{aligned} P(\text{default} = 1) = & \\ = \Lambda & (-11,0584 \cdot sk\_ca_{lag2} + 14,1532 \cdot (sk\_ca_{lag2})^2 - 1,9416 \times \\ \times \ln\_ca_{lag2} & + 0,0674 \cdot (\ln\_ca_{lag2})^2 + 4,6421 \cdot pzs\_ca_{lag2} - 1,0783 \times \\ \times \ln\_oks\_ca_{lag2} & - 61,6552bp\_ca_{lag2} + 1053 \cdot (bp\_ca_{lag2})^2 - \\ - 4,7581 \cdot ncb\_ca_{lag2} & + 17,0004 \cdot (ncb\_ca_{lag2})^2 + 2,2343 \cdot d_{09} - \\ - 1,4817 \cdot d_{q1} & + 1,1198 \cdot gdp\_ca_{lag2} + 0,1023 \cdot cpi_{lag2} - 2,35 \cdot l_{index} + \\ + 2,96 \cdot region & + 1,67). \end{aligned} \quad (3)$$

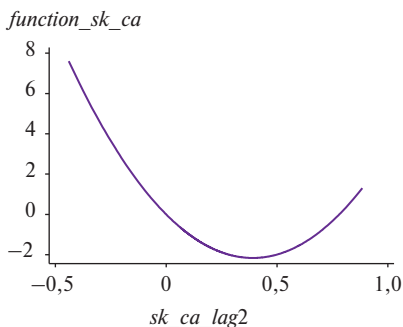
### Анализ влияния финансовых переменных

Зависимость вероятности дефолта банка *от доли собственного капитала банка относительно его чистых активов*  $sk\_ca$  нелинейна (рис. 4). Оптимальным значением по результатам проведенного исследования можно считать значение отношения, равное 0,4. При умеренных значениях  $sk\_ca$  (менее 0,4) рост показателя уменьшает вероятность дефолта КО, формируя «подушку безопасности» банка.

Зависимость вероятности дефолта банка *от доли балансовой прибыли банка относительно его чистых активов*  $bp\_ca$  полностью соответствуют нашим предсказаниям относительно влияния данной переменной на вероятность выживания банка: связь и для данной переменной нелинейна (рис. 5). Оптимальные значения лежат в районе 0,05.

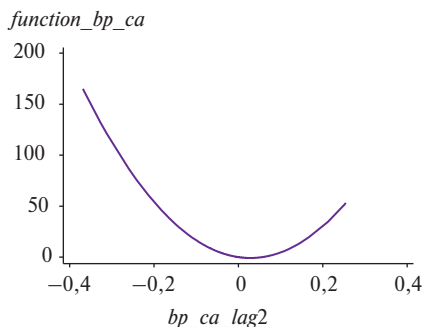
*Доля негосударственных ценных бумаг в активах банка* связана нелинейной связью с вероятностью его выживания. Для банков, вкладывающих умеренное количество денежных средств в негосударственные ценные бумаги (менее 10%), отсутствует негативное влияние данного показателя на вероятность дефолта (рис. 6). Такие вложения совершаются, как правило, из соображений управления ликвидностью и преимущественно в высоконадежные корпоративные бумаги, доходность по которым выше, чем по государственным.





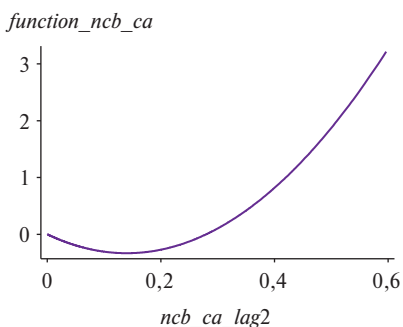
**Рис. 4.** Влияние отношения  $sk\_ca$  на вероятность дефолта банка

$$f(sk\_ca) = -11,0584 \cdot sk\_ca\_lag2 + 14,1532 \cdot (sk\_ca\_lag2)^2$$



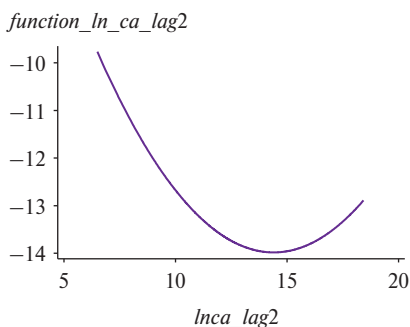
**Рис. 5.** Влияние отношения  $bp\_ca$  на вероятность дефолта банка

$$f(bp\_ca) = -60 \cdot bp\_ca\_lag2 + 1053 \cdot (bp\_ca\_lag2)^2$$



**Рис. 6.** Влияние отношения  $ncb\_ca$  на вероятность дефолта банка

$$f(ncb\_ca) = -4,7581 \cdot ncb\_ca\_lag2 + 17,0004 \cdot (ncb\_ca\_lag2)^2$$



**Рис. 7.** Влияние отношения  $ln\_ca$  на вероятность дефолта банка

$$f(ln\_ca) = -1,9416 \cdot ln\_ca\_lag2 + 0,0674 \cdot (ln\_ca\_lag2)^2$$

Согласно результатам проведенного анализа *размер активов банка*, включенный линейно, вопреки нашим ожиданиям не влияет на вероятность его дефолта. В то же время при включении в модель квад-

ратичной объясняющей переменной мы наблюдаем опровержение гипотезы о справедливости постулата «too big to fail» в российской действительности (рис. 7).

В соответствии с нашими ожиданиями коэффициент при переменной  $pzs\_ke$  принял отрицательное значение. Выдача ссуд ненадежным заемщикам по причине агрессивной кредитной политики или неадекватной оценки рисков приводит в результате к повышению вероятности дефолта банка.

Снижение показателя  $ln\_oks\_ca$  приводит к повышению вероятности дефолта банка. Как уже было сказано ранее, падающее отношение оборотов по корреспондентским счетам к активам банка за период времени действительно сигнализирует о потенциальных проблемах с проведением платежей или о снижении активности банка.

### **Анализ влияния фактора времени**

Значимой оказалась только дамми-переменная  $d\_09$  для 2009 г. Коэффициент при данной переменной положителен, т.е. в 2009 г. вероятность дефолта у банков была выше (произошла недооценка риска). Это естественно, поскольку в то время мировую экономику потряс финансовый кризис. По-видимому, важен сам механизм распространения кризисных явлений. Учет такого канала влияния, как финансирование нерезидентами или иные ненаблюдаемые факторы на российский банковский сектор интересен с точки зрения дальнейших исследований, но на сегодняшний день релевантные данные приемлемого качества отсутствуют.

Согласно результатам построенной модели, в I квартале каждого года банки допускают дефолт с меньшей вероятностью (знак переменной  $d\_q1$ ). Возможно, это связано с колебаниями деловой активности в банковском секторе, существующей практикой подготовки финансовой отчетности и особенностями пруденциального надзора, усиливающегося в середине и в конце года.

### **Анализ влияния макроэкономических переменных**

В модель включен *индекс потребительских цен cpi*. Оценка коэффициента при данном показателе положительна. Это означает, что с увеличением уровня инфляции вероятность дефолта банка растет. Одним из объяснений может служить то, что повышение уровня цен

(инфляции) снижает реальную доходность банка по выданным ранее кредитам.

### Анализ влияния институциональных переменных

Согласно полученным результатам коэффициент при дамми-переменной *region* отрицателен. Это означает, что с позиции надежности для московских банков издержки агрессивной конкурентной среды превышают выгоды от развитой инфраструктуры и качественных человеческих ресурсов. Это также связано с политикой банка России по отзыву лицензий.

### 4.3. Предсказательная сила полученной модели

Прогноз вне выборки был сделан по данным за 2010–2011 гг., которые не использовались при построении моделей.

Для определения качества прогноза осуществлялся контроль за количеством предсказанных дефолтов и величиной среднеквартальной группы риска на протяжении 2010–2011 гг.

**Таблица 3.** Тестирование предсказательной силы модели. Количество верно предсказанных дефолтов в зависимости от определения группы риска

Критерий причисления банка к группе риска: вероятность дефолта банка $\geq X$ , %	Величина группы риска (среднеквартальная)	Количество (доля) верно предсказанных дефолтов, ед. (%)
$X = 10$	54	16 (84)
$X = 20$	34	12 (63)
$X = 30$	30	12 (63)
$X = 40$	28	10 (52)

Всего за 2010–2011 гг. было зарегистрировано 19 случаев дефолта. По нашему мнению, к группе риска следует причислять те банки, вероятность дефолта которых превышает 30%. Это позволяет одновременно сократить размер группы риска и предсказать значительное число дефолтов — 63% (см. табл. 3).

Для повышения точности оценивания и выявления банков, требующих повышенного внимания, мы попытались использовать несколько альтернативных моделей.

## Заключение

В данной работе построена адекватная модель вероятности дефолта банка, которая продемонстрировала убедительную предсказательную силу при тестировании вне выборки: при умеренном количестве банков в группе риска было верно предсказано более 60% произошедших в 2010–2011 гг. дефолтов. Это, в свою очередь, подтверждает возможность применения использованных статистических методов в совокупности с подходом CAMELS при отборе наилучших объясняющих переменных для построения моделей вероятности дефолта.

По результатам исследования была выявлена квадратическая зависимость вероятности дефолта банка от ряда относительных финансовых переменных, связанных с капитализацией, прибыльностью, долей негосударственных ценных бумаг в активах банка, а также размером банковских активов. Особенно интересен последний фактор: без учета нелинейности относительно размеров банка он оказывается незначимым. Данный вывод может оказаться полезным для исследователей, учитывающих влияние размеров банка на различные характеристики его операционной деятельности.

При формировании базы данных для исследования мы столкнулись с проблемами «замусоренности» финансовой статистики, несбалансированности данных, однако нашли пути решения этих проблем. Кроме того, модель была улучшена при помощи макроэкономических и институциональных характеристик операционной среды банка. Перспективным направлением развития модели видится использование банковских рейтингов для получения более точной оценки вероятности дефолта банка.

## Источники

1. Карминский А.М., Пересецкий А.А., Петров А.Е. Рейтинги в экономике: методология и практика / под ред. А.М. Карминского. М.: Финансы и статистика, 2005.
2. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика: Начальный курс. М.: Дело, 2007.
3. Пересецкий А.А. Методы оценки вероятности дефолта банков // Экономика и математические методы. 2007. Т. 43. № 3. С. 37–62.
4. Пересецкий А.А. Модели причин отзыва лицензий российских банков. Препринт No. WP/2010/085. М.: Российская экономическая школа, 2010.

5. *Тотьмянина К.М.* Обзор моделей вероятности дефолта // Управление финансовыми рисками. 2011. № 1 (25). С. 12–24.
6. Федеральный закон от 2 декабря 1990 г. № 395–1 «О банках и банковской деятельности». Ст. 20. URL: <http://www.consultant.ru/popular/bank/>
7. *Bluhm C., Overbeck L., Wagner C.* Introduction to Credit Risk Modeling. Chapman and Hall/CRC, 2010.
8. *Claeys S., Schoors K.* Bank Supervision Russian Style: Evidence of Conflicts Between Micro- and Macro-Prudential Concerns // Journal of Comparative Economics. 2007. Vol. 35. No. 3. P. 630–657.
9. *Clarke G., Cull R., Shirley M.* Bank Privatization in Developing Countries: A Summary of Lessons and Findings // Journal of Banking & Finance. 2005. Vol. 29. No. 8–9. P. 1905–1930.
10. *Fungacova Z., Solanko L.* Risk-taking by Russian Banks: Do Location, Ownership and Size Matter? BOFIT Discussion Papers 21/2008. Bank of Finland. Institute for Economies in Transition. 2009.
11. *He H., Garcia E.A.* Learning from Imbalanced Data // IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering. 2009. Vol. 21. Iss. 9. P. 1263–1284.
12. *Hosmer D., Lemeshow S.* Applied Logistic Regression. N.Y., NY: John Wiley and Sons, 2000.
13. *Lanine G., Vennet R.* Failure Prediction in the Russian Bank Sector with Logit and Trait Recognition Models // Expert Systems with Applications. 2006. Vol. 30. No. 3. P. 463–478.
14. *Mannasoo K., Mayes D.* Explaining Bank Distress in Eastern European Transition Economies // Journal of Banking and Finance. 2009. Vol. 33. No. 2. P. 244–253.
15. *Micco A., Panizza U., Yanez M.* Bank Ownership and Performance. Does Politics Matter? // Journal of Banking and Finance. 2007. Vol. 31. No. 1. P. 219–241.
16. *Peresetsky A.A., Karminsky A.M., Golovan S.V.* Probability of Default Models of Russian Banks // Economic Change and Restructuring. 2011. Vol. 44. No. 4.
17. *Tabak B., Craveiro G., Cajueiro D.* Bank Efficiency and Default in Brazil: Causality Tests. Working Paper Series No. 253. The Central Bank of Brazil. 2011.
18. *Vernikov A.* Government Banking in Russia: Magnitude and New Features. IWH Discussion Papers. Halle Institute for Economic Research. 2011.

**А.В. Лебедев**  
Научный  
руководитель —  
М.Ю. Матовников  
Кафедра  
банковского дела

# Оценка чувствительности качества кредитных портфелей банков к макроэкономическим шокам

---

Данная работа посвящена иллюстрации новых стандартов риск-менеджмента Базеля III в разрезе кредитного риска, ассоциируемого с корпоративным кредитным портфелем, в условиях ухудшения макроэкономической конъюнктуры. Полученные автором результаты демонстрируют гораздо более высокую оценку уровня кредитного риска для гипотетического корпоративного кредитного портфеля по сравнению с аналогичным показателем, рассчитанным в соответствии с рекомендациями Базеля II. Исследуя риск одновременного ухудшения кредитоспособности контрагентов в условиях макроэкономического шока, автор получил более высокий уровень резервов для трех из четырех рассмотренных сценариев.

## Введение

Экономические кризисы и рецессии, начинаясь в реальном секторе, как правило, переходят в банковскую систему, а из нее распространяются на всю экономику. По словам генерального секретаря Базельского комитета по банковскому надзору Стефана Волтера [7], существует большое количество доказательств того, что банковские кризисы стимулируют гораздо более глубокие экономические и финансовые спады. Связано это с тем фактом, что банки находятся в центре процесса посредничества кредита, как прямо, так и косвенно, выполняя роль кредиторов, маркет-мейкеров, провайдеров ликвидности и платежных сервисов. Более того, за последние десятилетия частота банковских кризисов возросла. Кризисные явления в среднем происходили каждые 20–25 лет, как в промышленно развитых странах, так и

в странах с развивающимися рынками. Таким образом, годовая вероятность стрессовых явлений в экономике равна в среднем 4–5%, — это высокий показатель, свидетельствующий о неустойчивости финансовой системы и банковского сектора как ее составной части.

Среди прочего можно выделить две основные причины банковских кризисов, в том числе и мирового финансового кризиса 2008–2009 гг.: недостатки в системе финансового регулирования и неэффективный банковский риск-менеджмент, проявляющиеся на фоне макроэкономического спада. В совокупности эти недостатки приводят к значительной недооценке риска в банковских системах по всему миру.

Рассматривая «классические» виды деятельности банковских учреждений, следует говорить о кредитных и рыночных рисках, как об основных рисках, характеризующих процесс кредитования. Базельский комитет по банковскому надзору в череде новейших публикаций (получивших название Базель III) предлагает кредитным организациям рассчитывать уровень риска контрагента [6; 10; 11; 12] PD (probability of default) с учетом возможного стресса, а не текущих финансовых показателей. Это особенно актуально для российских банков, поскольку реальность такова, что перед кризисом последние существенно недооценивали уровень риска своих кредитных портфелей, что выразилось в низком уровне резервов. Как результат, в момент макроэкономического стресса кредитным организациям пришлось срочно создавать дополнительные резервы под возросший процент просроченных или «неработающих» кредитов. В условиях экономического подъема методы оценки кредитоспособности заемщиков, основанные только на анализе финансово-хозяйственной деятельности, что в основном практикуют российские банки, работают до тех пор, пока отрасль, страна, региональная или мировая экономика не вступают в полосу рецессии или не наступает кризис [1]. Другими словами, оценка риска заемщика, полученная на основе анализа текущих финансовых показателей контрагента, не учитывает возможные изменения уровня кредитного риска, связанные с ухудшением макроэкономических детерминант. Введением новых стандартов оценки кредитоспособности Базельский комитет по банковскому надзору предлагает банкам не ждать наступления кризиса [6; 11], а заранее, «в спокойные времена», создавать необходимый уровень резервов на возможные потери по ссудам. Это означает, что кредитные организации должны пересчитывать внутренние рейтинги с учетом распределений, наблюдаемых в кризисные периоды.

Кроме того, даже в случае правильной оценки кредитного рейтинга заемщика риски портфеля остаются недооцененными из-за наличия корреляций и взаимозависимостей качества контрагентов внутри портфеля. Согласно Базелю III это связано с «обыкновенными рисками неблагоприятной корреляции» кредитоспособности заемщиков (general wrong-way risk) [12]. Такой вид риска возникает, когда параметры PD контрагентов демонстрируют положительную корреляцию с уровнем рыночного риска, что значительно увеличивает потенциальные потери в условиях неблагоприятных макроэкономических сценариев [14]. Соответственно банкам требуется больший объем резервов и капитала на покрытие кредитного риска, что также освещается в новых документах Базельского комитета.

Для иллюстрации новых стандартов риск-менеджмента в данной работе сформулировано несколько макроэкономических сценариев, на основе которых переоценивался рейтинг крупных корпоративных заемщиков. Полученный рейтинг использовался для моделирования риска одновременного дефолта (ухудшения кредитоспособности) контрагентов при разных макроэкономических сценариях на примере реальной отраслевой структуры корпоративных кредитных портфелей российских банков. Данная работа состоит из четырех разделов. В первом разделе представлен краткий обзор литературы по исследуемому вопросу, во втором — описываются методология и данные, использованные автором, третий раздел содержит полученные результаты, в четвертом приводятся выводы и заключения.

**Цель исследования** — изучение новых стандартов риск-менеджмента в разрезе кредитного и рыночного рисков в условиях ухудшения макроэкономической конъюнктуры. **Задача исследования** заключается в анализе реальной отраслевой структуры корпоративных кредитных портфелей в условиях риска одновременного дефолта (ухудшения кредитоспособности) заемщиков при различных макроэкономических шоках на примере трех компаний из разных секторов экономики. **Предметом исследования** является российская банковская система, **объектом** — корпоративные кредитные портфели нескольких российских банков.

## 1. Обзор литературы

Эмпирическое тестирование публикуемых Базельским комитетом стандартов в основном базируется на изучении влияния этих стандартов на капитал банковских учреждений в среднесрочной и долгосроч-



ной перспективе. Кроме того, интерес представляют исследования, посвященные изучению зависимостей и корреляций между событиями банкротств внутри кредитного портфеля, связанные с влиянием «обыкновенного риска неблагоприятной корреляции» (general wrong-way risk) на потенциальные потери портфеля.

### Влияние на банковский капитал

Иллинг и Грэйдон [18], основываясь на ретроспективном анализе банковского сектора Канады за 20-летний период, отмечают, что минимальные требования по капиталу, ассоциируемые с корпоративным кредитным портфелем, очень волатильны. Причем чем ниже рейтинг портфеля заемщиков, тем выше волатильность капитала. На основе сценарного анализа портфеля корпоративных заемщиков исследователи диагностировали циклическое поведение риск-ориентированного банковского капитала. Их результаты позволили предположить, что в периоды экономического бума снижение требований достаточности капитала может стимулировать банки выдавать больше кредитов, что ведет к «раздуванию» кредитного пузыря и перегреву экономики. Вместе с тем в моменты стресса на фоне повышенных рисков и необходимости досоздания резервов банки могут столкнуться с дополнительными потерями. Следствием этого будет сокращение возможности кредитных организаций по предоставлению займов, что может вызвать или усилить «сжатие» кредитования экономики (credit crunch). Альтман, Рести и Сайрони [11], Кэри [12], Френч [13], Аллен и Соундерс [14] и др. [15; 16; 17], используя примерно схожие эконометрические модели, также находили в своих исследованиях различные свидетельства влияния циклов экономической активности, особенно в периоды стресса, на банковские риски и капитал.

Варкес, Табак и Соуту [18] на основании широкого анализа кредитных портфелей банковского сектора Бразилии, в свою очередь, получили доказательства не только проциклического поведения банковского капитала, но и отрицательной связи между «неработающими» кредитами и динамикой ВВП. Авторы отмечают существенные различия в степени чувствительности кредитных продуктов банка к изменению в макроэкономической среде.

Сравнительный анализ стандартов достаточности капитала Базеля II и Базеля III на основе симуляции сценария Великой депрессии позволил Варотто [19] сделать вывод о том, что, несмотря на цикличес-

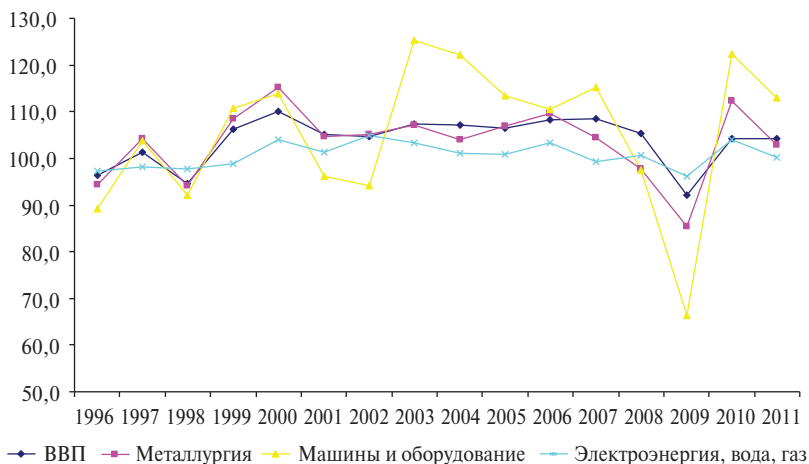
ность чувствительного к рискам банковского капитала, новые стандарты Базеля III способны выдержать глубочайший за всю историю наблюдений кризис. Автор отмечает, что нормы, предлагаемые в рамках Базеля II, были в состоянии покрыть потери, ассоциируемые с первым годом кризиса, в то время как потери последующих кризисных лет могли перекрыть банковский капитал большинства банков. Новые подходы к оценке риска контрагента, повышенные требования к качеству капитала, дополнительные буферы капитала, а также увеличение периода прогнозирования потерь, ассоциируемых с кризисными явлениями в экономике до трех лет, делают капитализацию банков, согласно Варотто, достаточной даже в случае экономического стресса «в стиле» Великой депрессии.

### **Исследования «обыкновенных рисков неблагоприятной корреляции»**

В современной экономической литературе данный вопрос, ввиду «свежести» подхода, еще не нашел должного освещения. М. Пихтин [20] на основании анализа кредитных свопов в период с III квартала 2007 г. по II квартал 2009 г. демонстрирует, что использование стрессовых показателей при оценке суммы, подверженной риску в случае неисполнения обязательств (*exposure at default*), завышает не только ожидаемые потери по портфелю в периоды благоприятной макроэкономической конъюнктуры, но и потери, ассоциируемые с кризисными периодами в экономике. Модель, построенная автором, показывает, что расчетные значения превышают фактически наблюдаемые в период стресса. Роусен и Сэндерс [21], исследуя риски портфеля, состоящего из производных финансовых инструментов, рассмотрели различные модели, описывающие изменения уровня риска контрагентов. Судя по полученным ими результатам, «риски неблагоприятной корреляции» оказывают слабое влияние на крупные, хорошо структурированные портфели деривативов.

## **2. Методология и данные**

Моделирование кредитного портфеля крупных корпоративных заемщиков основывалось на анализе реальной отраслевой структуры корпоративных портфелей крупнейших российских банков. В основном корпоративные заемщики были представлены такими отрасля-



**Рис. 1.** Совместная динамика индексов производства в рассмотренных отраслях и индекса ВВП

ми, как машиностроение, добыча полезных ископаемых, химическая промышленность, строительство и недвижимость, электроэнергетика. В целях исследования автор выделил три отрасли, которые и составили гипотетический корпоративный кредитный портфель.

Критерием отбора выступала различная чувствительность отраслей к изменениям в макроэкономическом окружении. Наиболее интересными при таком подходе оказались отрасли электроэнергетики; металлургического производства и производства готовых металлических изделий; производства машин и оборудования, которые показывали различную динамику относительно индекса ВВП (рис. 1). В частности, *машиностроение* рассматривалось как наиболее чувствительная из рассматриваемых отраслей к изменениям в макроэкономической конъюнктуре, что связано с зависимостью от внутреннего спроса и цен на иностранные комплектующие. Подтверждением этого может выступать высокая отрицательная корреляция<sup>1</sup> ( $-86\%$ ) между стоимостью доллара и динамикой отрасли. Более того, результаты, полученные нами на основании сопоставлений индексов<sup>2</sup> промышленного

<sup>1</sup> См. табл. 1 в приложении 1.

<sup>2</sup> В основе лежит использование индексов промышленного производства по отраслям (расчитанных цепным методом, в процентном соотношении к концу предыдущего

производства по отраслям за период с 1996 по 2001 г., демонстрируют высокую корреляцию (80%) между индексом промышленного производства в отрасли машиностроения и индексом ВВП и наибольшее для рассмотренных отраслей значение коэффициента вариации (0,15). Последний характеризует уровень разброса значений индекса за рассматриваемый период и превышает аналогичный показатель для ВВП в 3 раза (0,049). Косвенно это подтверждает предположение о чувствительности отрасли к изменениям в макроэкономическом окружении или, по крайней мере, высокой волатильности в российском машиностроении. В ходе анализа мы также обнаружили корреляцию (73%) между ценами на нефть и динамикой производства в отрасли. Вероятно, такие результаты можно объяснить проциклическим характером цен на нефть, которые являются одним из индикаторов доходности российского бюджета (табл. 1).

**Таблица 1.** Корреляция индексов производства отраслей промышленности и ВВП

	Внутренний валовой продукт	Производство металла и готовых металлических изделий	Производство машин и оборудования	Производство и распределение электроэнергии
Внутренний валовой продукт	1			
Производство металла и готовых металлических изделий	0,86117522	1		
Производство машин и оборудования	0,802343394	0,818392958	1	
Производство и распределение электроэнергии	0,723011049	0,777453422	0,579767809	1

года), представленных на сайте Федеральной службы государственной статистики. Такой подход наиболее предпочтителен, так как позволяет избежать неудобств, связанных со сравнением величин в реальном выражении, и в то же время демонстрирует динамику отраслей российской экономики.

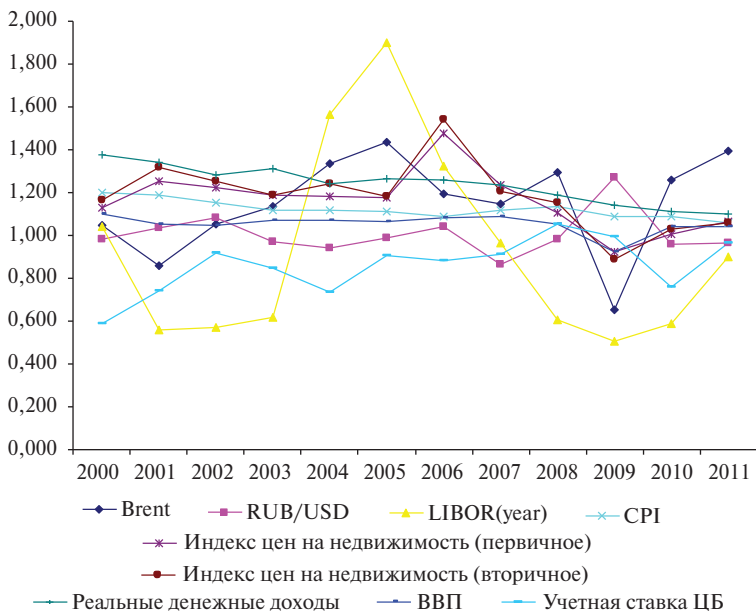
Экспортно ориентированные отрасли в исследовании были представлены *металлургией*. Доля металлургической промышленности в ВВП более 5%. Индекс ВВП, как сводный показатель, в сравнении с индексом промышленного производства металлургии менее волатилен. Коэффициент вариации в металлургическом производстве и производстве готовых изделий равен 0,072, что немногим выше соответствующего показателя для ВВП. Объясняется это чувствительностью российских компаний к детерминантам мировой торговли (отрицательная корреляция с динамикой курсов валют), а также, предположительно, условиям кредитования, так как рынок представлен крупными игроками, которые могут кредитоваться в иностранных банках. Корреляция с индексом ВВП еще выше, чем в случае с машиностроением (84%). Наконец, *электроэнергетика* показала наиболее стабильную динамику относительно ВВП и других рассмотренных отраслей. В частности, среднее значение индекса промышленного производства за период 1995–2011 гг. составляет 100,6%. Как следствие, отрасль демонстрирует наименьшее среди рассматриваемых значение коэффициента вариации (0,026). Корреляция индекса промышленного производства для отрасли электроэнергетики с индексом ВВП также наименьшая из представленных (65%) секторов экономики. В ходе сравнения статистических рядов с 2000 по 2011 г. мы не выявили каких-либо однозначных зависимостей между динамикой макроэкономических факторов, описывающих внешнюю конъюнктуру, и выпуском в отрасли.

## 2.1. Моделирование макроэкономических шоков

### 2.1.1. Фундаментальные макроэкономические переменные

Для моделирования макроэкономических сценариев автором были отобраны несколько фундаментальных показателей:

- цена на нефть марки Brent;
- соотношение курсов валют USD/RUB;
- ставка рефинансирования Банка России (учетная ставка ЦБ);
- годовая ставка LIBOR;
- consumer Price Index (CPI);
- индекс цен на недвижимость;
- реальные денежные доходы населения;
- валовой внутренний продукт (ВВП).



**Рис. 2.** Совместная динамика макроэкономических факторов.  
Индексный метод

Сопоставление этих переменных дало возможность выявить некоторые взаимосвязи в динамике факторов и использовать их построения комплексной модели макроэкономических шоков. Так, цены на нефть марки Brent и соотношение курсов валют USD/RUB (отрицательная корреляция более 71%) позволяют описать шоки внешних рынков, что может сказаться как на доходах государственного бюджета, так и доходах конкретных компаний, участвующих в мировой торговле. CPI и ставка рефинансирования характеризуют доступность кредитных средств в экономике [5], что, в свою очередь, оказывает влияние на динамику ВВП. Наконец, снижение ВВП на 1% приводит к падению реальных денежных доходов населения более чем на 0,5%. LIBOR не показал значимых зависимостей с другими макроэкономическими факторами, что позволило сделать вывод об экзогенности переменной. Кроме того, последняя характеризовалась высокой волатильностью (вариация 0,49).

## 2.2. Макроэкономические сценарии

### 2.2.1. Сценарий «Шоки внешних рынков»

Первый стрессовый сценарий описывает ситуацию 20%-ного падения цен на нефть. Такое драматическое снижение котировок на мировых нефтяных площадках вызовет существенное падение доходов и, как следствие, расходов государственного бюджета. Произойдет снижение пенсий, зарплат бюджетников, замораживание инвестиционных программ и национальных проектов, падение доходов государственных и связанных с ними компаний. Согласно нашим оценкам, через мультипликативные эффекты в экономике реальные доходы населения сократятся на величину, примерно равную 10%.

Одновременно с падением цен на сырьевых площадках курс рубля начнет падать относительно американского доллара (отрицательная корреляция валютной пары USD/RUB с Brent составляет 71%<sup>3</sup>). Девальвация рубля повысит конкурентные преимущества российских товаров на фоне импорта, а также увеличит объем экспорта в стоимостном выражении, тем самым сглаживая стрессовую нагрузку на экономику. Стимулирующая денежно-кредитная политика Банка России, вероятнее всего, приведет к росту инфляции. Результаты сравнения динамики индексов инфляции и цен на нефть не позволяют сделать точных оценок зависимостей двух факторов. Тем не менее, по нашим оценкам, инфляция вырастет примерно на 7–8% в ответ на 20%-ный негативный шок нефтяных котировок.

Сальдо торгового баланса в результате описанных изменений станет резко отрицательным из-за сжимания экспорта и роста импорта. Более того, кризис внешних рынков будет усугубляться оттоком капитала из развивающихся экономик. Вывод средств из российской экономики, либо временная заморозка международных проектов, связанная с возросшим уровнем риска, приведет к углублению кризиса и еще большему падению уровня ВВП.

Итак, в результате описанного стресса внешних рынков мы прогнозируем девальвацию рубля, падение ВВП более чем на 7%, отток капитала и коллапс фондового рынка, высокую инфляцию, падение на рынке недвижимости, необходимость заимствований на внутрен-

---

<sup>3</sup> Аналогичные оценки уровня корреляции представлены в расчетах FOREX CLUB.

нем и внешнем рынке и, как следствие, рост госдолга и сокращение государственных расходов.

### **2.2.2. Сценарий «Накопление девальвационных рисков в национальной экономике»**

В данном сценарии предполагается слабая динамика нефтяных котировок вокруг примерно постоянного уровня, при котором достигается сбалансированность или небольшой дефицит государственного бюджета РФ. Прежде всего в таких условиях профицит счета текущих операций будет снижаться.

Подобная ситуация на внешних рынках приведет к тому, что нынешняя политика ЦБ РФ, ориентированная на снижение темпов инфляции при таргетировании валютного курса, может привести к ревальвации рубля. Такая ситуация характерна для периода 2011–2012 гг., когда ЦБ РФ перестал скупать валютную выручку у экспортеров в полном объеме и сократил свое присутствие на валютном рынке. Одновременно Банк России оставил без изменения ставку рефинансирования и ужесточил условия кредитования, не предложив банкам новых источников ликвидности взамен старых. Политика сокращения инфляции, сопровождающаяся ослаблением контроля над курсом рубля, приведет к снижению стоимости экспорта, так как рубль будет укрепляться за счет ограниченного спроса со стороны ЦБ и еще более ограниченного спроса населения на валюту. В итоге рубль должен продемонстрировать возрастающую динамику относительно других валют при низком уровне инфляции.

Такое положение дел приводит к росту внутренних издержек экономики, когда национальное производство становится более затратным на фоне альтернативных способов вложения средств.

Описанная ситуация характеризует накопление в экономике девальвационных рисков. Основным источником таких рисков выступает рост импорта, вызванный укреплением рубля относительно других валют. Дорогой рубль выгоден импортерам, так как они получают больше своей национальной валюты в обмен на российскую. Высокая доля товарного импорта (более 50%) в условиях, стимулирующих внешних поставщиков, и одновременно при низком мировом спросе на нефть может привести к отрицательному сальдо торгового баланса. В дополнение к падающему в стоимостном выражении экспорту на уровне, позволяющем сбалансировать доходы и расходы бюджета, и



ниже высокие инфляционные ожидания населения также могут стимулировать наступление кризисной ситуации.

### **2.2.3. Сценарий «Стагнация экономического роста»**

Такой макроэкономический сценарий возможен в случае, если Министерство экономического развития ошиблось в своих оценках будущей динамики цен на нефть, динамики ВВП и других факторов. Например, в случае стабилизации котировок на энергоносители чуть ниже уровня, принятого за основу в государственном бюджете, сальдо доходов и расходов государства становится стабильно отрицательным. Государство будет не в состоянии выполнять свои обещания по уровню социальных расходов, намеченным проектам и программам, развитию инфраструктуры и т.д. без дополнительных источников финансирования. Фактически это означает необходимость заимствований на внутреннем и (или) внешнем рынке, при условии, что на данный момент правительство не располагает крупными резервными фондами.

В случае такого развития событий на фоне стабильной внешней конъюнктуры с ценами на нефть чуть ниже запланированных в бюджете 100 долл. за баррель, государственные расходы начнут «сжиматься» даже при внешних заимствованиях. Отчасти это связано с признаками «голландской болезни» (Dutch Disease) в России (рост доли неснижаемых расходов бюджета на фоне крайне нестабильных сырьевых доходов). Как и в других сценариях, это приведет к падению спроса и реальных денежных доходов населения.

Политика Центрального банка будет направлена на стимулирование экономики в условиях неблагоприятной для страны конъюнктуры сырьевых рынков. Возвращение ЦБ к режиму дополнительной эмиссии национальной валюты, девальвация рубля, осуществляемая через скупку валюты и предоставление ликвидности банкам на льготных условиях, растущая инфляция — вот те меры, которые позволят уменьшить негативное влияние стресса на экономику.

Описанные события, несмотря на отсутствие шоков внешних рынков, приведут к стагнации или замедлению темпов экономического роста, когда правительство вынуждено будет отказаться от некоторой доли расходов бюджета либо искать источники финансирования государственных программ на рынках заемного капитала.

## 2.3. Моделирование микроэкономической структуры портфеля

Для анализа реальной отраслевой специфики корпоративного портфеля банков были отобраны три компании в каждом из рассматриваемых секторов экономики. Отраслевая структура портфеля заемщиков имеет большое значение для моделирования уровня кредитного риска, так как, во-первых, определяет устойчивость заемщика к макроэкономическим шокам. В терминологии Базеля данный показатель можно определить как PD (probability of default) заемщика. Как будет показано далее, в условиях стресса отрасли значительно различаются по уровню чувствительности данного показателя к изменениям в макроэкономической конъюнктуре. В частности, в машиностроении можно наблюдать значительные колебания рентабельности и объемов продаж под влиянием негативных изменений макроэкономических факторов, которые хоть и не определяются целиком отраслью, но сильно зависят от принадлежности к конкретному сектору экономики. Во-вторых, отраслевая принадлежность заемщика оказывает влияние на показатель LGD (Loss Given Default) — потери при дефолте, которые зависят от рассматриваемой отрасли экономики. Более того, виды и ликвидность залоговых активов, используемых как обеспечение под кредиты, также имеют отраслевую специфику. Концентрация связанных залогов может породить большие проблемы для банка в условиях кризиса или рецессии. В-третьих, отраслевая корреляция между вероятностями дефолта заемщиков (PD) показывает тенденцию к усилению в периоды кризиса, что также влияет на ожидаемые потери по ссудам (объем резервов на потери по ссудам).

Изучение корпоративной отчетности<sup>4</sup> проводилось за 3-летний период с 2009 по 2011 г. Финансовое положение рассчитывалось на основании результатов за последний отчетный год, в то время как два предыдущих демонстрировали динамику показателей. Это позволяло понять, являются ли экстремальные значения рассчитанных коэффициентов «выбросом», или к нему привели систематические ошибки менеджмента компании. В качестве ключевых показателей, определяющих финансовое положение и соответствующий рейтинг контрагент-

---

<sup>4</sup> Рассматриваются следующие компании: в электроэнергетике — ТГК 1, ТГК 7, ТГК 11; в машиностроении — группы компаний Sollers, «ГАЗ», «КАМАЗ»; в металлургии — ОАО «Магнитогорский металлургический комбинат», «Евраз-холдинг», «Северсталь».

**Таблица 2.** Финансовые показатели рассмотренных компаний

Отрасль	Компания	Net profit margin, %			Ebitda margin, %			Debt/Ebitda		
		2009	2010	2011	2009	2010	2011	2009	2010	2011
Электро-энергетика	TGC-7	8,77	8,14	3,59	14,63	15,81	9,41	0,56	0,52	1,62
	TGC-1	20,05	12,59	6,48	34,98	22,58	19,55	1,03	2,03	2,87
	TGC-11	5,51	-0,66	1,02	10,61	7,83	8,18	1,69	1,73	3,11
Машино-строение	Sollers	-14,69	-2,24	1,99	0,76	7,77	9,01	103,01	5,64	2,69
	ОАО «ГАЗ»	-16,20	2,19	6,42	-5,87	10,62	10,33	-11,23	4,22	3,14
	«КАМАЗ»	-4,24	-1,21	1,71	1,36	5,85	5,95	27,76	5,01	1,83
Металлургия	«Евраз-Холдинг»	-2,99	3,51	2,76	12,66	17,55	17,67	6,41	3,32	2,49
	ММК	4,31	3,01	-1,34	20,61	18,60	13,45	1,98	2,44	3,51
	«Северсталь»	-12,19	-4,01	13,75	14,70	22,01	22,13	1,11	2,20	2,07

та, были выбраны *выручка, чистая прибыль, прибыль до уплаты налогов, процентов и корректировок на амортизацию основных средств и нематериальных активов (ЕБИТДА), а также общий объем займов и кредитов (долгосрочных и краткосрочных)*. Кроме того, изучалась структура заемных средств. Так, в частности, металлургические компании имели более 75% займов и кредитов в иностранной валюте. На основе перечисленных показателей были рассчитаны коэффициенты маржи чистой прибыли, рентабельности по ЕБИТДА, отношения долга к ЕБИТДА<sup>5</sup>.

## 2.4. Рейтинговая система

Согласно нормам Базеля банки, соответствующие определенным стандартам, могут использовать внутренние системы оценки рисков контрагентов. Более того, кредитные организации могут применять собственные рейтинговые модели для расчета кредитного рейтинга заемщиков и необходимого уровня резервов на возможные потери. В исследовании, представленном в работе, использована простая рейтинговая система, построенная автором в целях демонстрации флуктуаций заемщиков между старыми подходами к оценке финансового положения и реформами Базеля III. Каждый из девяти рейтингов подразумевает некоторую величину кредитного риска, присущего каждому конкретному агенту. Например, первый рейтинг соответствует ссудам с нулевым кредитным риском. Этот рейтинг присваивался компаниям, которые имели очень низкую финансовую нагрузку. Второй и третий рейтинги также присваивались нормально функционирующим компаниям, однако это означало, что долговая нагрузка у них выше и в условиях стресса могут возникнуть отсрочки со сроками погашения кредита и процентов по кредитам. Рейтинги с пятого по восьмой отражают слабое и крайне слабое финансовое положение заемщика. Такое положение дел может свидетельствовать о серьезном сокращении доходов и росте издержек. В случае если компания захочет получить дополнительное финансирование, ей придется прибегнуть к высококачественному обеспечению, гарантиям процентных платежей и т.д. Восьмому и девятому рейтингам соответствует долговая нагрузка по отношению к ЕБИТДА выше 10<sup>6</sup>, что означает финансовое положение, близкое к убыточному даже на уровне ЕБИТДА.

---

<sup>5</sup> См.: приложение 2. Финансовый анализ кредитоспособности заемщиков.

<sup>6</sup> См. формулу базового показателя ниже.

**Таблица 3.** Простая рейтинговая система

Рейтинг заемщика	1	2	3	4	5	6	7	8	9
% отчисления в резервный фонд	0	1–3	3–5	6–9	10–17	18–25	25–35	35–50	50–65
Значение базового показателя	0–1,2	1,2–2,0	2,0–2,8	2,8–3,8	3,8–4,8	4,8–6,0	6,0–7,0	7,0–8,2	8,2–9,4

Слабое финансовое положение компании

Рейтинги присваиваются в соответствии с диапазоном значений, в который попадает базовый показатель платежеспособности контрагента, также сконструированный автором для целей исследования. Базовый показатель оценивает кредитоспособность заемщика на основании взвешивания трех показателей: маржи чистой прибыли, рентабельности по EBITDA и отношения совокупного долга к EBITDA.

$$\text{Базовый показатель} = 0,8 \cdot \text{Debt/EBITDA} - 0,1 \cdot \text{EBITDA margin} - 0,1 \cdot \text{Net profit margin}.$$

Весы в приведенной формуле расчета базового показателя были выбраны путем предположений о значимости конкретного показателя для анализа кредитоспособности контрагента. Покрытие долга прибылью до вычета налогов, процентов и амортизации — основной показатель платежеспособности клиента банка, позволяющий говорить о текущей долговой нагрузке компании. Популярность среди практиков и информативность данного показателя позволили авторам присвоить ему вес 0,8. Доля EBITDA в выручке компании говорит о рентабельности бизнеса как такового, а маржа чистой прибыли — об эффективности контроля над издержками в предприятии. Присвоенные веса равны 0,1 и 0,1 соответственно, что продиктовано значимостью для представленного анализа характеристик управления. В частности, финансовый анализ позволяет говорить о значимых различиях в последних двух показателях даже для компаний одной отрасли.

**Таблица 4.** Присвоенные компаниям рейтинги на основе текущих финансовых показателей

Отрасль	Компания	2009	2010	2011	Присвоенный рейтинг (на основе 2011 г.)
Электро- энергетика	ТГК-7	0,425612	0,390835	1,282344	2
	ТГК-1	0,770813	1,592822	2,273685	3
	ТГК-11	1,338421	1,378702	2,477741	3
Машиностроение	Sollers	82,42302	4,509431	2,137368	3
	ОАО «ГАЗ»	-8,96204	3,360791	2,491578	3
	«КАМАЗ»	22,2106	4,005731	1,458322	2
Металлургия	«Евраз-холдинг»	5,114339	2,63801	1,968801	3
	ММК	1,559802	1,931034	2,796196	4
	«Северсталь»	0,745194	1,742089	1,620167	2

### 3. Результаты

В табл. 5 представлены результаты симуляции финансовых показателей в условиях **шоков внешних рынков**. Оценки кредитного рейтинга компаний, полученные путем предположений о возможных последствиях негативного макроэкономического сценария для финансовой отчетности, демонстрируют повышение уровня риска для всех корпоративных заемщиков.

Наиболее интересную тенденцию демонстрируют компании энергетического сектора экономики. Значения базового показателя для всех трех компаний несущественно растут в сравнении с другими отраслями. Такая динамика может быть связана с относительно стабильным спросом (по нашим оценкам, возможное падение — около 5–7%) даже в периоды описанного кризиса и государственным регулированием ценообразования услуг ЖКХ. Более того, рассмотренные компании имели очень низкую долю валютных кредитов, что позволило избежать негативного влияния девальвации рубля. В целом по отрасли автор ожидает сокращение заемного финансирования, что косвенно подтверждается динамикой уровня долга в 2008–2009 гг., когда задолженность компаний энергетического сектора стабильно снижалась.

**Таблица 5.** Рейтинги компаний в условиях шока цен на нефть

Отрасль	Компания	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (текущие показатели)	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (стрессовые показатели)	Резервные отчисления, %
Электроэнергетика	TGC-7	1,28234	2	1,47712	2	1
	TGC-1	2,27369	3	2,62028	3	5
	TGC-11	2,47774	3	2,84843	4	6
Машиностроение	Sollers	2,13737	3	4,82634	6	18
	ОАО «ГАЗ»	2,49158	3	5,63855	6	22
	«КАМАЗ»	1,45832	2	3,29481	4	7
Металлургия	«Евраз-холдинг»	1,9688	3	3,56266	4	8
	ММК	2,7962	4	4,19939	5	13
	«Северсталь»	1,61634	2	2,94476	4	6

Обратная ситуация наблюдается в машиностроении. Кредитные рейтинги всех трех рассмотренных компаний значительно снижаются в условиях кризиса. Предположительно это можно объяснить совокупным влиянием нескольких неблагоприятных эффектов.

Снижение государственных расходов бюджета, вызванное сжиманием доходов, через мультипликативные эффекты в экономике приводит к падению спроса населения на товары длительного пользования. Рецессия в экономике вызывает временное прекращение инвестиционных проектов, что снижает спрос на продукцию машиностроения со стороны бизнеса. Вследствие девальвации рубля уменьшение доходов компаний усугубляется ростом производственных издержек. К этому добавляется повышение стоимости обслуживания займов в иностранной валюте.

Компании металлургической отрасли российской промышленности в условиях стресса также показали снижение платежеспособности. Ухудшение благосостояния связано прежде всего с кризисными явлениями в машиностроении, которое является одним из крупных потребителей продукции металлургической отрасли. Снижение выручки и, как следствие, снижение EBITDA будут усилены ростом долга в стоимостном выражении, что связано с очень высокой долей (в среднем по рассмотренным компаниям 80–85%) валютных кредитов и долларовой кредиторской задолженностью. Слабая отрицательная динамика показателей рентабельности, вызванная падением внутреннего спроса, перекрывающим рост экспортных доходов, и значительный рост долговой нагрузки компании определили динамику базового показателя. Кроме того, все рассмотренные металлургические компании имели преимущественно долгосрочное финансирование, что обуславливает высокие значения уровня долга.

В табл. 6 представлены кредитные рейтинги заемщиков в условиях сценария **накопления девальвационных рисков**. Очевидно, что изменения кредитоспособности компаний менее значительны, чем в предыдущем макроэкономическом сценарии.

Компании электроэнергетического сектора экономики демонстрируют нечувствительность к изменениям курса рубля, что связано со спецификой доходной базы и преобладанием рублевых кредитов у компаний. Несмотря на укрепление рубля и потенциально возможное незначительное снижение спроса со стороны бизнеса на электроэнергию, мы предполагаем незначительный рост показателей рентабельности как результат снижения издержек на фоне замедления темпов инфляции и при относительно постоянной ставке рефинансирования.



**Таблица 6.** Рейтинги заемщиков в условиях сценария накопления девальвационных рисков

Отрасль	Компания	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (текущие показатели)	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (стрессовые показатели)	Резервные отчисления, %
Электро-энергетика	TGC-7	1,282344032	2	1,25285174	2	1
	TGC-1	2,27368535	3	2,15772825	3	3
	TGC-11	2,47774119	3	2,34930374	3	4
Машино-строение	Sollers	2,137368255	3	2,45947032	3	4
	ОАО «ГАЗ»	2,491577582	3	2,86827246	4	6
	«КАМАЗ»	1,45832163	2	1,67817752	2	3
Металлургия	«Евраз-холдинг»	1,968801028	3	2,41256238	3	4
	ММК	2,796196243	4	3,41321661	4	7
	«Северсталь»	1,616338124	2	2,04015485	3	3

Компании отрасли машиностроения в условиях описанного макроэкономического сценария продемонстрировали тенденцию к повышению кредитного риска, что связано с влиянием укрепляющегося рубля на спрос продукции отрасли. При укреплении национальной валюты продукция российской промышленности теряет конкурентные преимущества. В то же время по причине импорта большой доли комплектующих из-за рубежа при повышении курса рубля издержки производства сокращаются, так как необходимо обменять меньшее количество национальной валюты на иностранную. Совокупный эффект этих разнонаправленных изменений, по нашим оценкам, должен вылиться в снижение показателя EBITDA, но рост уровня рентабельности бизнеса. В свою очередь, коэффициент долговой нагрузки должен незначительно вырасти, так как снижение стоимости валютного долга в результате ревальвации рубля будет частично компенсировать падение прибыли до расчетов по налогам, процентам и корректировок на амортизацию основных средств и нематериальных активов.

Динамика базового показателя для металлургических компаний также достаточно слабая. Основные изменения вызваны падением уровня экспортных доходов из-за ревальвации рубля и снижения спроса со стороны производителей автомобилей при неизменном уровне издержек. Результатом воздействия этих факторов станет падение выручки и EBITDA на величину 15–20% и снижение показателей рентабельности. Снижение стоимости валютного долга компаний будет «перекрыто» более сильным эффектом падения EBITDA. Совокупный эффект изменения этих показателей приведет к уменьшению платежеспособности компаний отрасли.

В табл. 7 представлены кредитные рейтинги компаний гипотетического корпоративного кредитного портфеля в условиях **замедления или стагнации роста**, вызванных стабильными ценами на энергоносители на уровне ниже сбалансированности государственного бюджета.

Как и в предыдущих сценариях, отрасль электроэнергетики демонстрирует устойчивость к макроэкономическим шокам. Так, увеличение значений базового показателя в данном сценарии обусловлено падением спроса и, как следствие, неполной загрузкой производственных мощностей. Снижение показателей рентабельности, вызванное увеличением процентных расходов по рублевым кредитам, в совокупности с неизменным уровнем рублевого долга определили повышение кредитного риска заемщиков в отрасли.

**Таблица 7.** Рейтинги заемщиков в условиях замедления или стагнации экономического роста

Отрасль	Компания	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (текущие показатели)	Базовый показатель	Рейтинг заемщика (стрессовые показатели)	Резервные отчисления, %
Электроэнергетика	TGC-7	1,282344	2	1,4372741	2	1
	TGC-1	2,2736853	3	2,5495292	3	4
	TGC-11	2,4777412	3	2,7725759	3	5
Машиностроение	Sollers	2,1373683	3	2,7834265	3	5
	ОАО «ГАЗ»	2,4915776	3	3,2462657	4	7
	«КАМАЗ»	1,4583216	2	1,7525822	2	2
Металлургия	«Евраз-холдинг»	1,968801	3	2,1694915	3	3
	ММК	2,7961962	4	3,0716562	4	7
	«Северсталь»	1,6163381	2	1,7837726	2	2

Ухудшение кредитного рейтинга компаний — участников рынка машиностроения связано с негативным влиянием обесценивания рубля на издержки компаний и постепенным сжиманием спроса на продукцию отрасли. Совокупный эффект падения рентабельности и роста в стоимостном выражении уже имеющегося у компаний долга стал причиной роста уровня кредитного риска заемщика.

Неоднозначная ситуация наблюдается у металлургических компаний. Незначительное повышение уровня базового показателя этих компаний связано с разнонаправленными эффектами падения спроса на внутреннем рынке, роста экспортных доходов, увеличения в стоимостном выражении валютного долга. В условиях описанного стресса, когда падение спроса и обесценение рубля могут представлять собой длительный процесс, мы предполагаем, что рентабельность компании и коэффициент долговой нагрузки будут показывать тенденцию к ухудшению.

#### **4. Заключение**

Основной целью данного исследования была демонстрация новых стандартов оценки риска заемщика, представленных в Базеле III. Согласно этим стандартам банковские учреждения должны оценивать кредитный риск заемщика с учетом возможного стресса. Данные меры призваны укрепить стабильность банковской системы, так как своими реформами Базельский комитет рекомендует кредитным организациям по всему миру не ждать наступления кризиса, а заранее к нему готовиться, создавая в периоды стабильности необходимый уровень резервов. Более того, кредитные организации должны рассматривать отраслевую структуру портфеля как дополнительный фактор риска и создавать дополнительное покрытие под эти риски.

Полученные автором результаты демонстрируют гораздо более высокую оценку уровня кредитного риска для гипотетического корпоративного кредитного портфеля заемщиков по сравнению с аналогичным показателем, рассчитанным на основе текущей финансовой отчетности контрагентов. В частности, при рассмотрении влияния риска одновременного ухудшения кредитоспособности контрагентов на совокупные резервы при различных макроэкономических сценариях мы получили необходимый уровень резервов в 5,35% от стоимости портфеля против 1,94% — в базовом сценарии, не учитываю-

щем макроэкономические шоки. Такая низкая оценка уровня риска портфеля в базовом сценарии может объясняться тем, что все рассмотренные компании являются очень крупными игроками рынка, имеющими международные рейтинги. Де-факто предполагалось, что у таких компаний низкий уровень дефолтности. Это подтверждается не только результатами нашего анализа, но и динамикой финансовых показателей этих компаний в условиях мирового финансового кризиса 2007–2009 гг.

Совокупный показатель необходимого уровня резервов (5,35% от стоимости портфеля) получен в результате взвешивания результатов симуляции неблагоприятных экономических сценариев по уровню вероятности. Полученный показатель может рассматриваться как необходимый уровень резервов для защиты от возможного стресса. В частности, значение данного совокупного коэффициента выше необходимого уровня для трех из четырех рассмотренных макроэкономических сценариев.

**Таблица 8.** Сравнение резервных отчислений в разрезе разных макроэкономических сценариев

Отрасль	Компания-заемщик	Рейтинг заемщика	Доля отчислений в РВПС (в соответствии с уровнем риска), %
<i>Базовый сценарий<sup>а</sup></i>			
Электроэнергетика	TGC-7	1	0,0
	TGC-1	2	3,0
	TGC-11	3	3,0
Машиностроение	Sollers	2	2,0
	ОАО «ГАЗ»	3	3,0
	«КАМАЗ»	1	1,0
Металлургия	«Евраз-холдинг»	2	1,5
	ММК	3	4,0
	«Северсталь»	1	0,0
<i>Сценарий 1: Шоки внешних рынков<sup>б</sup></i>			
Электроэнергетика	TGC-7	2	1,0
	TGC-1	2	5,0
	TGC-11	4	6,0

Отрасль	Компания-заемщик	Рейтинг заемщика	Доля отчислений в РВПС (в соответствии с уровнем риска), %
Машиностроение	Sollers	6	18,0
	ОАО «ГАЗ»	6	22,0
	«КАМАЗ»	4	7,0
Металлургия	«Евраз-холдинг»	4	8,0
	ММК	5	13,0
	«Северсталь»	4	6,0
<i>Сценарий 2: Накопление девальвационных рисков<sup>б</sup></i>			
Электроэнергетика	TGC-7	2	1,0
	TGC-1	3	3,0
	TGC-11	3	4,0
Машиностроение	Sollers	3	4,0
	ОАО ГАЗ	4	6,0
	«КАМАЗ»	2	3,0
Металлургия	«Евраз-холдинг»	3	4,0
	ММК	ММК	7,0
	«Северсталь»	3	3,0
<i>Сценарий 3: Стагнация или замедление темпов роста<sup>в</sup></i>			
Электроэнергетика	TGC-7	2	1,0
	TGC-1	3	4,0
	TGC-11	3	5,0
Машиностроение	Sollers	3	5,0
	ОАО ГАЗ	4	7,0
	«КАМАЗ»	2	2,0
Металлургия	«Евраз-холдинг»	3	3,0
	ММК	4	7,0
	«Северсталь»	2	2,0

<sup>а</sup> Совокупная доля резервов от объема портфеля — 1,94%.

<sup>б</sup> Совокупная доля резервов от объема портфеля — 9,56%.

<sup>в</sup> Совокупная доля резервов от объема портфеля — 3,89%.

<sup>г</sup> Совокупная доля резервов от объема портфеля — 4,00%.

Взвешенный показатель необходимых резервов — 5,31%.

Дальнейшие исследования в данной области предполагают проведение более детального и формального анализа микроэкономического уровня кредитного портфеля. Это подразумевает детально разработанную рейтинговую систему, мультифакторный анализ кредитоспособности потенциального заемщика, эмпирическое тестирование макроэкономических факторов, оказывающие наибольшее влияние на конкретные компании и отрасли экономики, структуру реального кредитного портфеля коммерческого банка и т.д.

## Источники

1. *Зинкевич В.* Инструментарий для управления кредитными рисками с учетом макроэкономических факторов // Банковское кредитование. 2009. № 4. URL: [http://www.reglament.net/bank/credit/2009\\_4.htm](http://www.reglament.net/bank/credit/2009_4.htm)

2. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2012 год и период 2013 и 2014 годов. Центральный банк Российской Федерации. 2011. URL: [http://www.cbr.ru/today/publications\\_reports/on\\_2012\(2013-2014\).pdf](http://www.cbr.ru/today/publications_reports/on_2012(2013-2014).pdf)

3. Сайт компании World Business Law. URL: <http://www.worldbiz.ru/analytics/detail.php?ID=1505>

4. Официальный сайт Базельского комитета по банковскому надзору при Банке международных расчетов. URL: <http://www.bis.org/bcbs/history.htm>

5. *Пересецкий А., Карминский А., Головань С.* Розничный бизнес российских банков. Неоднородности процентных ставок по депозитам физических лиц. Российская экономическая школа. WP 2006/57. 2006.

6. *Попов К., Юденков Ю.* Мы не спешим предугадать, как Базель III нам отзовется // Внутренний контроль в кредитной организации. 2011. № 4. URL: [http://www.reglament.net/bank/control/2011\\_4.htm](http://www.reglament.net/bank/control/2011_4.htm)

7. Речь Генерального секретаря Базельского комитета по банковскому надзору Стефана Волтера на V международной конференции по риск-менеджменту и надзору. Институт финансовой стабильности. Банк международных расчетов. 3–4 ноября 2010 г. URL: <http://www.bis.org/speeches/sp101109a.htm>

8. *Allen L., Saunders A.* A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models. Working Paper No. 126. Basel: BIS. 2003.

9. *Altman E., Resti A., Sironi A.* The Link Between Default and Recovery Rates: Effects on the Procyclicality of Regulatory Capital Ratios. Working Paper No. 113. Basel: BIS, 2002.

10. Basel Committee on Banking Supervision. Strengthening the Resilience of the Banking Sector. Basel: BIS. December 2009.

11. Basel Committee on Banking Supervision. *Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems*. Basel: BIS. December 2010.
12. Basel III Counterparty Credit Risk — Frequently Asked Questions. Basel Committee on Banking Supervision. Basel, 2010.
13. *Carey M.* A Guide to Choosing Absolute Bank Capital Requirements // *Journal of Banking & Finance*. 2002. Vol. 26. P. 929–951.
14. *Chorafas D.N.* *Stress Testing for Risk Control Under Basel II*. Elsevier, 2007. P. 204–221.
15. *French G.* Estimating the Capital Impact of Basel II in the United States. «Washington DC»: US Federal Deposit Insurance Corporation. 2003.
16. *Ferri G., Liu L., Stiglitz J.E.* The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Countries // *Economic Notes*. 1999. Vol. 28. No. 3. P. 335–355.
17. *Griffith-Jones S., Sefoviano M., Spratt S.* *Basel II and Developing Countries: Diversification and Portfolio Effects*. Working Paper of Institute of Development Studies, University of Sussex. 2002.
18. *Illing M., Graydon P.* *Basel II and Cyclicity of Bank Capital*, Canadian Public Policy // *Analyse de Politiques*. 2005. Vol. 31. No. 2. P. 161–180.
19. *Monfort B., Mulder C.* *The Impact of Using Sovereign Ratings by Credit Rating Agencies on the Capital Requirements for Banks: A Study of Emerging Market Economies*. IMF Working Paper WP/00/69. 2000.
20. *Pykhtin M.* *General Wrong-Way Risk and Stress Calibration of Exposure // Journal of Risk Management in Financial Institutions*. 2012. Vol. 5. No. 3. P. 234–251.
21. *Rosen S.* *CVA the Wrong Way // Journal of Risk Management in Financial Institutions*. 2012. Vol. 5. No. 3. P. 252–272.
22. *Varotto S.* *Stress Testing Credit Risk: The Great Depression Scenario*. ICMA Centre Discussion Papers in Finance. No. 2010-03. 2010.
23. *Vazquez F., Tabak B., Souto M.* *A Macro Stress Test Model of Credit Risk for the Brazilian Banking Sector // Journal of Financial Stability*. 2010. Vol. 8. Iss. 2. P. 69–83.



## Приложение

Таблица 1. Корреляция макроэкономических факторов

	Brent	RUB/USD	LIBOR (year)	CPI	Индекс цен недвижим. (первичное)	Индекс цен недвижим. (вторичное)	Реальные денежные доходы	ВВП
Brent	1							
RUB/USD	-0,718631	1						
LIBOR(year)	0,587601	-0,336039	1					
CPI	-0,349559	-0,065166	-0,139122	1				
Индекс цен недвижим. (первичное)	0,179921	-0,281780	0,377227	0,206717	1			
Индекс цен недвижим. (вторичное)	0,188719	-0,271613	0,356235	0,272131	0,982831	1		
Реальные денежные доходы	-0,215669	-0,123297	0,180343	0,834343	0,564946	0,576234	1	
ВВП	0,580569	-0,830574	0,423907	0,371889	0,639972	0,648882	0,546373	1

Источник: Расчеты автора на основании сопоставления динамики индексов соответствующих показателей за период 2000–2011 гг.

**Таблица 2.** Финансовый анализ кредитоспособности потенциальных заемщиков

IFRS	Электроэнергетика			Машиностроение			Металлургия		
	TGC-7	TGC-1	TGC-11	Sollers	ОАО «ГАЗ»	«КАМАЗ»	«Евраз-холдинг»	ММК	«Север-сталь»
	2011								
Revenues, тыс. руб.	66 936 970	60 251 760	21 024 482	69 601 950	132 444 824	106 830 000	481 340 000	273 875 580	465 358 932
Net Profit, тыс. руб.	2 400 000	3 901 766	214 979	1 383 210	8 500 499	1 824 000	13 295 550	-3 678 750	63 973 021
NPM, %	3,59	6,48	1,02	1,99	6,42	1,71	2,76	-1,34	13,75
ЕБИТДА, тыс. руб.	6 300 000	11 781 351	1 720 614	6 268 590	13 678 895	6 361 000	85 056 300	36 846 360	102 982 486
ЕБИТДА margin, %	9,41	19,55	8,18	9,01	10,33	5,95	17,67	13,45	22,13
Total debt, тыс. руб.	10 200 813	33 867 182	5 348 846	16 834 000	42 888 871	11 656 400	211 496 100	129 344 850	212 686 490
Debt/ЕБИТДА	1,62	2,87	3,11	2,69	3,14	1,83	2,49	3,51	2,07
	2010								
Revenues, тыс. руб.	58 587 250	50 486 817	19 322 708	55 955 080	96 720 797	73 773 000	408 115 180	236 741 730	393 162 349
Net Profit, тыс. руб.	4 767 939	6 355 308	-126 788	-1 255 010	2 118 436	-889 000	14 320 900	7 115 440	-15 782 138
NPM, %	8,14	12,59	-0,66	-2,24	2,19	-1,21	3,51	3,01	-4,01
ЕБИТДА, тыс. руб.	9 264 706	11 400 515	1 513 406	4 346 620	10 272 060	4 317 000	71 604 500	44 042 120	86 528 811

IFRS	Электроэнергетика			Машиностроение			Металлургия		
	TGC-7	TGC-1	TGC-11	Sollers	ОАО «ГАЗ»	«КАМАЗ»	«Евраз-холдинг»	ММК	«Север-сталь»
ЕВПДА margin, %	15,81	22,58	7,83	7,77	10,62	5,85	17,55	18,60	22,01
Total debt, тыс. руб.	4 803 597	23 199 921	2 621 745	24 531 000	43 317 295	21 641 000	238 001 170	107 498 160	190 045 950
Debt/ЕВПДА	0,52	2,03	1,73	5,64	4,22	5,01	3,32	2,44	2,20
2009									
Revenues, тыс. руб.	50 992 263	41 649 996	17 394 025	34 700 000	65 773 141	60 894 000	311 433 640	161 931 470	287 569 480
Net Profit, тыс. руб.	4 471 170	8 350 276	958 175	-5 098 485	-10 655 543	-2 579 000	-9 306 040	6 979 530	-35 063 597
NPM, %	8,77	20,05	5,51	-14,69	-16,20	-4,24	-2,99	4,31	-12,19
ЕВПДА, тыс. руб.	7 461 510	14 567 699	1 844 968	264 000	-3 859 089	828 000	39 423 190	33 367 890	42 282 981
ЕВПДА margin, %	14,63	34,98	10,61	0,76	-5,87	1,36	12,66	20,61	14,70
Total debt, тыс. руб.	4 187 889	15 038 201	3 123 846	27 195 000	43 338 093	22 985 000	252 506 010	66 098 380	47 113 453
Debt/ЕВПДА	0,56	1,03	1,69	103,01	-11,23	27,76	6,41	1,98	1,11

Источники: Расчеты автора, основанные на публикуемой в соответствии с международными стандартами годовой отчетности компаний.

**В.С. Логунов**

Научный  
руководитель —  
В.А. Лапшин

Кафедра управления  
рисками и страхования

# Модели налогообложения облигаций

---

**Статья посвящена изучению влияния налогообложения на соотношение между риском и доходностью ценных бумаг с фиксированным доходом, в частности так называемой загадке муниципальных облигаций. Автор рассматривает некоторые из предложенных объяснений этого феномена, особое внимание обращается на гипотезу о контрицикличности налоговой премии за риск. На основе анализа данных о доходностях облигаций в период после экономического кризиса делается вывод о справедливости указанной гипотезы; предложена новая модель, описывающая взаимосвязь между доходностями облигаций с разными налоговыми рисками.**

## Введение

Как и любой другой объект для инвестирования, облигация является собой некий баланс между доходностью и риском. Чтобы принять решение о вложении средств, инвестор должен определить, какой баланс для него оптимален, для этого требуется оценить параметры, характеризующие обе чаши весов этого соотношения. Налогообложение существенно изменяет как доходность облигации, так и ее рисковые характеристики. Налог напрямую влияет на доходность облигации, поскольку изменяет располагаемый доход инвестора. Кроме того, ставка налогообложения может измениться в будущем, что создает для инвестора дополнительный риск.

В данной работе исследуется влияние налогообложения на баланс между риском и доходностью облигаций. Вопрос о том, как налогообложение влияет на интересующие инвестора параметры актива, — фундаментальный вопрос теории финансов. Выше уже было отмечено, что такой фактор, как налог, может существенно воздействовать на инвестиционное решение. Между тем при оценке облигаций этому важному аспекту обычно уделяется мало внимания. Хотя данный вопрос довольно продолжительное время обсуждается в научной лите-

ратуре и многими учеными были подмечены некоторые интересные особенности влияния налогообложения на ценные бумаги с фиксированным доходом, многое еще остается необъясненным.

В настоящем исследовании изучается указанная проблема и анализируются существующие подходы к ее решению. Кроме того, была поставлена более узкая, практическая задача — проверить гипотезу о том, что налоговый риск увеличивает или уменьшает доходность облигаций в зависимости от фазы экономического цикла. В качестве объекта исследования был выбран рынок облигаций США как наиболее развитый и наиболее полно охарактеризованный в различных источниках информации.

Статья состоит из трех разделов. Первый содержит обзор основных особенностей рынка облигаций США в их связи с налоговым законодательством и так называемой загадкой муниципальных облигаций. Во втором разделе рассматриваются существующие модели и подходы, призванные объяснить указанную загадку. В третьем — предлагается собственная модель автора, описывающая взаимосвязь между доходностями облигаций, налогом и налоговым риском, и оценивается ее адекватность на основе актуальных статистических данных о доходностях ценных бумаг.

## **1. Представления о загадке муниципальных облигаций**

### **1.1. Понятие загадки муниципальных облигаций**

Все облигации США для целей нашего исследования удобно разделить на три типа:

- корпоративные облигации;
- правительственные (казначейские) облигации (Treasury bonds);
- муниципальные облигации (Municipal bonds).

Такая классификация обусловлена тем, что все эти три типа облигаций имеют разные режимы налогообложения.

Муниципальными облигациями называют облигации, выпускаемые властями штата, города или округа для финансирования своих капитальных затрат. Хотя существуют и налогооблагаемые муниципальные облигации, в основной массе купонный доход по муниципальным облигациям полностью освобожден от подоходного налога. В данной работе мы рассматриваем только такие облигации, и далее под муни-

ципальными облигациями будут подразумеваться только те из них, которые свободны от налогов.

Если мы хотим изучить влияние налогообложения на параметры облигации, то самый естественный способ — это сравнить две разные облигации, отличающиеся только тем, что одна из них подлежит налогообложению, а другая нет. Именно так поступают, сравнивая муниципальные облигации с корпоративными или казначейскими. Значительная часть работ, посвященных такому сравнению, была написана в период с 1978 по 1988 г., на фоне большой популярности муниципальных облигаций и активных изменений в налоговом законодательстве (State and Local Fiscal Assistance Act of 1972, Tax Reduction and Simplification Act of 1977, Revenue Act of 1978, Economic Recovery Tax Act of 1981 (после выхода этого акта спрос на муниципальные облигации значительно уменьшился, так как были сильно снижены максимальные ставки подоходного налога), Tax Equity and Fiscal Responsibility Act of 1982, Tax Reform Act of 1984), и все авторы отмечали, что доходность муниципальных облигаций, по сравнению с доходностью, облагаемой налогом, слишком высока. Этот факт и получил в работах исследователей название «загадка муниципальных облигаций» (municipal bond puzzle).

Ввиду особого налогового статуса муниципальная облигация предлагает инвесторам меньшую купонную ставку по сравнению с теми облигациями, которые облагаются налогом. Муниципалитету это выгодно, так как обеспечивается более дешевый заем. Муниципальная облигация не увеличивает налоговую базу инвестора. Общепринятое правило, призванное оценить выгодность муниципальной облигации для инвестора, таково. Чтобы посчитать доналоговый эквивалент  $r_t$  (т.е. доходность, которую имела бы облигация, если бы облагалась налогом) муниципальной доходности, нужно разделить муниципальную ставку  $r_m$  на  $1 - \tau$ , где  $\tau$  — индивидуальная ставка подоходного налога для данного инвестора:  $r_t = r_m / (1 - \tau)$ . Если  $r_t$  больше, чем доходность аналогичной по всем остальным характеристикам корпоративной облигации, то инвестору выгодно вложиться в муниципальную облигацию, если наоборот — то в корпоративную. Если ставка купонного дохода по корпоративной облигации равна доналоговому эквиваленту муниципальной ставки (т.е. инвестору безразлично, какую облигацию покупать), в этом случае  $\tau$  называется предельной налоговой ставкой, а индивид с такой ставкой подоходного налога — предельным, или маргинальным инвестором.

Загадка муниципальных облигаций состоит в том, что рыночные цены муниципальных и идентичных налогооблагаемых облигаций не сходятся с указанным правилом: доналоговый эквивалент муниципальной доходности оказывается выше аналогичной корпоративной/казначейской доходности. Кроме того, замечено, что спреды между доходностями муниципальных облигаций с разными сроками до погашения больше, чем аналогичные спреды для облигаций казначейства, [8, р. 401–403], т.е. кривая доходности муниципальных облигаций имеет более крутой наклон.

## 1.2. Особенности налогообложения облигаций в США

По налоговому законодательству США власти взимают подоходные налоги на трех уровнях: федеральном, уровне штата и местном уровне.

Налог федерального уровня самый большой, и для этого налога установлена прогрессивная шкала: за фиксированными интервалами дохода (англ. tax brackets, мы здесь будем называть эти интервалы налоговыми разрядами) закреплены свои ставки налога, причем с увеличением дохода, с переходом в каждый следующий налоговый разряд, индивидуальная ставка растет.

В табл. 1 приведены ставки федерального подоходного налога, действовавшие в 2011 г. [24].

Свободные от налога облигации, таким образом, более выгодны инвесторам, находящимся в высоких налоговых разрядах.

Корпоративные облигации облагаются налогом на всех трех уровнях, казначейские — только на федеральном. Муниципальные облигации называют «втройне свободными» («triple free»), поскольку они полностью освобождены от подоходного налога. Однако здесь есть некоторые особенности. Во-первых, процентный доход по некоторым муниципальным облигациям подлежит налогообложению при расчете альтернативного минимального налога (Alternative Minimum Tax, АМТ). Как правило, это те облигации, которые выпущены для финансирования проектов, выходящих за рамки традиционной деятельности местных властей. Они имеют более высокую доходность из-за риска быть включенными в налогооблагаемую базу. Эти облигации исключены из расчета муниципальных доходностей, которые мы анализируем в настоящей работе. Во-вторых, в большинстве штатов освобождаются от налога только те муниципальные облигации, которые

**Таблица 1.** Ставки федерального подоходного налога, 2011 г.

Note: figures are presented in nominal dollar amounts											
Nominal 2011											
Married Filing Jointly			Married Filing Separately			Single			Head of Household		
Marginal Tax Rate, %	Tax Brackets		Marginal Tax Rate, %	Tax Brackets		Marginal Tax Rate, %	Tax Brackets		Marginal Tax Rate, %	Tax Brackets	
	Over, долл.	But Not Over, долл.		Over, долл.	But Not Over, долл.		Over, долл.	But Not Over, долл.		Over, долл.	But Not Over, долл.
10,0	0	17,000	10,0	0	8,500	10,0	0	8,500	10,0	0	12,150
15,0	17,000	69,000	15,0	8,500	34,500	15,0	8,500	34,500	15,0	12,150	46,250
25,0	69,000	139,350	25,0	34,500	69,675	25,0	34,500	83,600	25,0	46,250	119,400
28,0	139,350	212,300	28,0	69,675	106,150	28,0	83,600	174,400	28,0	119,400	193,350
33,0	212,300	379,150	33,0	106,150	189,575	33,0	174,400	379,150	33,0	193,350	379,150
35,0	379,150	—	35,0	189,575	—	35,0	379,150	—	35,0	379,150	—

Note: Last law to change rates was the Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act of 2003.



были выпущены внутри этого штата, а в некоторых, таких как Канзас или Айова, облагаются налогом и собственные облигации.

Важно отметить, что налоговые послабления для муниципальных облигаций касаются только процентного (купонного) дохода и не имеют никакого отношения к доходам/потерям от реализации облигаций. Налог на (реализованный) прирост капитала (*capital gain tax*), в отличие от обычного подоходного налога (*ordinary income tax*), взимается со всех облигаций — как с корпоративных и казначейских, так и с муниципальных.

Бескупонные облигации, хотя и не имеют заявленных купонных платежей, обязывают инвестора декларировать пропорциональную долю купонного дохода каждый год до погашения. Вообще, если облигация выпущена с дисконтом, пропорциональная доля дисконта декларируется как доход каждый год до погашения. Если же облигация покупается с премией, инвестор может каждый год до погашения принимать к вычету равную долю премии. Другой путь — не представлять ничего к вычету, а просто задекларировать капитальные потери при погашении или продаже.

В случае если облигация была выпущена с дисконтом, разница между номинальной стоимостью и ценой покупки облигации для целей налогообложения рассматривается как дополнительный процентный доход ее держателя и освобождается от налога, так же как и купонный доход. Однако если облигация изначально была выпущена по номиналу, а в результате торгов на вторичном рынке куплена по цене ниже номинальной, сумма дисконта не будет освобождаться от налогообложения, так как в данном случае снижение стоимости произошло в результате действия рыночных механизмов. Разница между номинальной стоимостью и ценой покупки такой облигации будет облагаться по ставке, применяемой к обыкновенным видам дохода (до 35%). При последующей реализации облигации, приобретенной с рыночным дисконтом, необходимо правильно рассчитать часть, которая будет облагаться как прирост стоимости капитала, и часть дохода, облагаемую по обыкновенной ставке. Это будет иметь смысл, в случае если налогоплательщик владел облигацией больше 12-месячного периода, так как часть дохода будет облагаться по пониженной ставке 15%.

Если муниципальная облигация была куплена по цене, превышающей ее номинальную стоимость, т.е. куплена с премией, разница между ценой покупки и номинальной стоимостью будет уменьшать налоговую базу при расчете подоходного налога равными долями,

пропорционально оставшемуся периоду времени до погашения. В некоторых случаях организация, выпускающая облигацию, оставляет за собой право отзыва облигации по фиксированной цене, оговоренной в договоре. Такое событие с точки зрения налогового законодательства трактуется как продажа облигации, а разница между ценой реализации и номинальной стоимостью отражает прирост стоимости капитала и в зависимости от срока владения облигацией подлежит налогообложению по обыкновенной ставке (до 35% — для облигаций, которыми налогоплательщик владел менее 12 месяцев) или пониженной (15%).

## **2. Обзор существующих подходов к решению загадки муниципальных облигаций**

### **2.1. Общее в моделях налогообложения облигаций**

Итак, модели, которые мы здесь рассматриваем, призваны объяснить различия в уровне и временной структуре доходностей муниципальных облигаций и казначейских/корпоративных облигаций.

Тот факт, что купонный доход по муниципальным облигациям свободен от федерального подоходного налога, затрудняет непосредственное сравнение их доходностей с доходностями других облигаций. Чтобы сделать такое сравнение возможным, нужно знать предельную ставку подоходного налога. Наличие разных ставок федерального подоходного налога для разных инвесторов не позволяет однозначно ее определить. Влияние налогов на уровне штата еще больше осложняет эту задачу, поскольку, как уже упоминалось выше, в разных штатах установлены различные режимы и ставки налогообложения. К тому же не все облигации находятся в собственности индивидуальных инвесторов. У исследователей здесь есть, по сути, два возможных выхода: либо предположить, что предельная ставка равна какой-либо величине, полученной на основе какой-то субъективной приближенной оценки, либо оценивать ее из модели.

Во всех рассмотренных нами работах делаются аналогичные исходные предположения, упрощающие анализ; основные предпосылки каждой из статей присутствуют среди перечисленных ниже.

1. Рассматриваются облигации, продающиеся по номиналу. Соответственно предполагается, что на рынке существуют такие облигации для каждого срока до погашения. Во-первых, доходность облигаций, продающихся по номиналу, равна купонной ставке, что облегчает ана-

лиз. Во-вторых, в таком случае не нужно учитывать особенности налогообложения, связанные с наличием рыночного дисконта или премии, описанные в конце п. 1.2.

2. Все рассматриваемые облигации — безрисковые, безотзывные. Или же предполагается отсутствие всех рисков, кроме исследуемого (оцениваемого). Цены облигаций основаны на денежных потоках, получаемых при удержании облигации до погашения. В частности, игнорируется возможность реализовать капитальные потери раньше.

3. В течение срока действия каждой облигации налоговая ставка, используемая в расчетах дисконтированной стоимости денежных потоков, остается неизменной.

4. Инвесторы свободно покупают и продают облигации безо всяких транзакционных издержек на всех рынках. Возможности для арбитража если и появляются, то мгновенно приводят к установлению одинаковых цен на всех рынках. Предполагается, в частности, что у муниципалитетов нет возможности для налогового арбитража, т.е. выпуска свободного от налога долга и использования полученных средств для покупки обычных облигаций.

Предлагаемые объяснения загадки муниципальных облигаций можно условно разделить на две группы. Одни исследователи ищут причины особого вида кривых доходности муниципальных облигаций в том, что они имеют иные рисковые характеристики. При этом оцениваются гипотезы о присутствии разных рисков — кредитного, систематического, налогового. Другие исследователи объясняют загадку, показывая на различные свойства налогооблагаемых и свободных от налогов денежных потоков, обусловленные именно налоговым законодательством. В следующих пунктах данного раздела мы рассмотрим разные существующие на этот счет объяснения.

## 2.2. Модель Тжинка

В одной из ключевых работ на данную тему [23] сравниваются две теоретические концепции, описывающие взаимосвязь между налогооблагаемой и свободной от налога ставками процента, — гипотеза Миллера и теория институционального спроса (institutional demand theory).

Последняя предполагает, что равновесная предельная ставка налога полностью определяется спросом и предложением на рынке муниципального долга, причем изменения обусловлены в основном

действиями коммерческих банков. Спрос банков на муниципальные облигации вызван их стремлением защитить доходы от налогов. Чем больше эти доходы, тем больше спрос на муниципальные облигации, меньше их доходность и выше предельная ставка налога. В случае если доходы банков снижаются, снижается и предельная ставка налога. Таким образом, спрос индивидуальных инвесторов на муниципальные облигации полностью определяется спросом коммерческих банков. «Если бы банки (и компании по страхованию имущества) скупили весь муниципальный долг, предельная ставка налога равнялась бы ставке налога на прибыль корпораций. В этом случае только те индивиды, чья ставка подоходного налога выше корпоративной, рассматривали бы муниципальные облигации как более прибыльный объект для инвестиций, нежели корпоративный долг» [Ibid., p. 908].

Согласно гипотезе Миллера, предложение облагаемого налогом долга (т.е. корпоративного) связано с соотношением рыночных ставок по муниципальному и корпоративному долгу. Налоговый кодекс позволяет банкам трансформировать облагаемый налогом доход в необлагаемый путем вложения заемных средств в муниципальные облигации, и они будут делать это до тех пор, пока арбитраж не станет приносить нулевую прибыль. Иначе говоря, ставка дохода по муниципальным облигациям должна сравняться со ставкой корпоративного налога.

Предварительная оценка данных показала, что отношение муниципальной доходности к корпоративной (в обозначениях автора —  $R_m/R_p$ ) значительно отличается от  $1 - t_c$ , где  $t_c$  — ставка корпоративного налога. Далее в работе Тжинка делается поправка на риск. По словам автора, надбавка за риск в муниципальной доходности может быть обусловлена тем, что рейтинговые агентства, оценивая муниципальные облигации, сосредоточены прежде всего на риске дефолта и игнорируют другие риски, которые могут быть присущи муниципальным облигациям [Ibid., p. 911]. С учетом этой поправки Тжинка формулирует соотношение между доходностями в виде равенства:

$$R_m - \lambda = (1 - t_p) \cdot R_p,$$

где  $\lambda$  — рисковая надбавка;

$t_p$  — ставка налога маржинального инвестора.

Заметив, что  $\lambda$  — это скорее всего не константа, а величина, зависящая от стадии экономического цикла, Тжинка полагает для каждой

отдельной пары «кредитный рейтинг — срок до погашения» следующую зависимость:

$$R_{mt} = \lambda_t + \beta \cdot R_p, \quad t = 1, 2, \dots, N,$$

где нижний индекс  $t$  обозначает момент времени, коэффициент наклона  $\beta$  равен  $(1 - t_p)$ . Предполагается, что надбавка  $\lambda_t$  подвержена случайным блужданиям.

Используя усредненные показатели доходности для разных сроков до погашения и разных рейтингов за период 1970–1979 гг., автор оценивает модель и проводит тесты для ответа на следующие вопросы:

- равен ли коэффициент наклона  $\beta$  52% (на тот момент ставка корпоративного налога равнялась 48%);
- действительно ли показатели, характеризующие спрос и предложение на рынке муниципальных облигаций, не значимы;
- действительно ли отношение  $R_m/R_t$  остается стабильным в течение наблюдаемого периода.

В результате было выяснено, что надбавка  $\lambda_t$  — значимый положительный параметр и что риск «вызывает систематические различия в ставках по муниципальному и корпоративному долгу. Когда эти различия принимаются во внимание, данные подтверждают предсказание Миллера о том, что предельная налоговая ставка стабильна и нечувствительна к спросу и предложению» [23, p. 922].

### 2.3. Работы Чалмерса. Дефолтный риск, риск востребования, систематический риск

Чалмерс в своей работе [5] отмечает: «Одно из очевидных различий между муниципальными и казначейскими облигациями состоит в том, что если риск неплатежа по муниципальному долгу возможен, то дефолт правительства США — это немислимое событие. Неудивительно, что широко используемое объяснение более высокой доходности муниципальных облигаций состоит в том, что риск дефолта по ним выше, чем риск дефолта по казначейским и корпоративным облигациям» [Ibid., p. 282]. Другое распространенное объяснение основывается на том факте, что эмитент муниципальной облигации зачастую имеет право отозвать ее не менее чем через десять лет после выпуска, в то время как казначейские облигации безотзывные, в связи с чем инвесторы требуют относительно более высокий доход по муниципальным

облигациям. Чалмерс в данном исследовании проверяет, насколько достоверными являются эти объяснения. В качестве основы для расчетов взяты данные по казначейским облигациям и рефинансированным (pre-refunded) муниципальным облигациям. Данный вид муниципальных облигаций обеспечивается облигациями казначейства, т.е. не несет в себе риска дефолта, что позволяет считать первыми свободными от риска дефолта и досрочного погашения. Но, несмотря на это, муниципальные доходности все равно выше, чем казначейские. Автор делает вывод, что кредитный риск и риск досрочного погашения не объясняют загадку муниципальных облигаций. Более того, он отмечает, что сравнение кривой доходности безрисковых рефинансированных муниципальных облигаций показывает то же взаимное расположение двух кривых, что и при использовании в качестве наблюдаемых муниципальных доходностей показателей более рискованных, отзывных бумаг. Кривая муниципальной доходности имеет более крутой наклон; по мнению автора, это означает, что предельная ставка налога *снижается с увеличением срока до погашения* [Ibid., p. 304].

В своей работе [6] Чалмерс высказывает достаточно нетривиальную, на наш взгляд, идею: более высокая доходность муниципальных облигаций связана с тем, что они несут в себе более высокий систематический риск потребления (systematic consumption risk). Систематический — значит, присущий всему рынку муниципальных облигаций. Понятие «риск потребления» происходит из так называемой C-CAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model) и отражает наблюдение о том, что активы, доход по которым имеет сильную положительную связь с уровнем потребления, имеют более высокие доходности. Согласно этой концепции люди склонны сглаживать свое потребление во времени и желают защититься от риска потребления. Доход по корпоративным и казначейским облигациям облагается налогом, и налог является тем фактором, который помогает инвесторам «сгладить» колебания в потреблении, связанные с цикличностью экономики. Предположение автора, таким образом, состоит в том, что муниципальные облигации такой возможности инвестору не предоставляют, поэтому, при прочих равных, инвестор требует больший доход. (Другая «разгадка» пазла, также связанная с цикличностью экономики, рассмотрена в п. 2.5.) Результат, как и в предыдущей работе, негативный: автор приходит к выводу, что систематический риск не является причиной более высокой доходности муниципальных облигаций.

## 2.4. Модель Грина. Налоговые асимметрии

Модель Грина [11] выделяется среди остальных тем, что использует для объяснения загадки муниципальных облигаций особенности налогового законодательства, а не разные рисковые характеристики двух типов облигаций.

Кроме этой особенности, следует отметить, что в своем исследовании Грин уделяет больше внимания не разнице в уровнях ставок по муниципальным и прочим облигациям, а относительной кривизне их кривых доходностей. Автор постулирует, что следует не рассматривать доходности двух облигаций по отдельности, а изучать портфельные стратегии инвестора, стремящегося оптимизировать налогообложение своих доходов. Далее воспроизведем как можно короче пример стратегии и формулы, приводимые автором [11, р. 246–248].

Рассматривается позиция, состоящая из комбинации шорт — одна облигация, торгуемая по номиналу (1 долл.), с купоном 10% и датой погашения  $T$ , и лонг — две облигации с таким же номиналом и датой погашения, купоном 5% и торгующиеся с дисконтом по цене  $B_{5\%}$ . По создаваемым доналоговым потокам эта позиция эквивалентна чистой дисконтной облигации, но она не создает облагаемых налогом денежных потоков до погашения. Пусть  $P_T$  — цена этой позиции. В данном примере  $P_T = 2B_{5\%} - 1$ . После вычета налога позиция приносит доход:

$$1 - \tau(2 - 2B_{5\%}) = 1 - \tau(1 - P_T),$$

где  $\tau$  — ставка подоходного налога данного инвестора.

Для инвестора, желающего удерживать такую позицию, ее цена должна быть равна дисконтированной стоимости потока платежей, остающегося после уплаты налогов, т.е.:

$$P_T = [1 - \tau(1 - P_T)]d_T,$$

где  $d_T$  — дисконт-фактор.

С точки зрения инвестора, описанная стратегия имеет налоговое преимущество по сравнению с купонными платежами, поступающими одновременно. Но она уступает платежам, поступающим в момент погашения по номинальной облигации, так как они не облагаются налогом. «Однако с точки зрения дилера или института, освобожденного от уплаты налогов, потоки наличности от всех этих трех источников

эквивалентны. Любые различия в ценах... создают для них возможность арбитража» [Ibid., p. 247].

Используя этот аргумент, Грин в конечном счете выводит формулу:

$$M_T = C_T(1 - \tau) \frac{\sum_{t=1}^T [d_T / (1 - \tau d_t)]}{\sum_{t=1}^T [d_T / (1 - \tau d_T)]}, \quad (*)$$

где  $M_T$  — купонная ставка по муниципальной облигации, продающейся по номиналу;

$C_T$  — купонная ставка по облигации, продающейся по номиналу и не имеющей налоговых льгот.

При положительных ставках  $d_T < d_t$  для любого  $t < T$ , поэтому числитель в правой части формулы (\*) превышает знаменатель, и чем выше  $T$ , тем больше муниципальная доходность  $M_T$  по сравнению с  $C_T(1 - \tau)$ , значением, которое так часто приравнивают к  $M_T$ . Такая зависимость объясняет различие в форме кривых доходности, отмеченное в литературе.

## 2.5. Модель с налоговым риском. Подход Лонгстаффа

В работе Лонгстаффа [17] «представлен новый, совершенно непохожий на опубликованные ранее подход к оценке предельной ставки налогообложения, заложенной в доходности муниципальных долговых обязательств». Остановимся на нем мы более подробно, так как высказанная автором гипотеза будет проверена на данных 2011 г. в настоящей статье.

Исследование проводилось на основе данных о недельных доходностях муниципальных облигаций, а также о временной структуре процентных ставок по муниципальным свопам, обменивающим указанные доходности, освобожденные от налогов, на ставку LIBOR. Лонгстафф указывает на следующие преимущества своего подхода. Во-первых, оценивая предельную налоговую ставку по (еженедельным, недельным) муниципальным доходностям, можно нивелировать влияние налоговых эффектов, описанных в работах [11] и [7], которые могут влиять на доходности более долгосрочных облигаций. Во-вторых, такой подход позволяет оценить компенсацию за риск изменения предельной налоговой ставки, заложенную в доходность об-



лигаций. И в-третьих, он дает возможность проследить влияние финансовых и макроэкономических шоков на предельные налоговые ставки.

Муниципальные свопы, о которых здесь идет речь, привязаны к индексу муниципальных свопов (MSI) ассоциации SIFMA (Securities Industry and Financial Markets Association). Этот индекс показывает необлагаемый налогом доход по VRDO (variable rate demand obligations — долговые ценные бумаги, процентная ставка по которым регулярно пересчитывается (в данном случае — каждые семь дней) и которые по желанию держателя могут быть погашены в моменты изменения ставки). VRDO — это долгосрочные займы муниципалитетов с плавающей ставкой, которые имеют срок до погашения до 30–40 лет. Но, поскольку держатель имеет право требовать досрочного погашения такой облигации, реальный срок до погашения меньше. Другой «ноге» муниципального свопа соответствует ставка LIBOR. Описывая взаимосвязь доходности муниципальных облигаций и безрисковой ставки, автор учитывает, что MSI может содержать надбавку за кредитный риск (несмотря на высокие рейтинги VRDO) или за риск ликвидности VRDO.

Используя эти данные за период 2001–2008 гг. (еженедельные наблюдения), Лонгстафф строит сложную аффинную модель временной структуры ставок по муниципальным свопам, и методом максимального правдоподобия оценивает параметры предельной ставки налога, заложенный в муниципальную доходность спред, обусловленный кредитным риском/риском ликвидности, а также проверяет, есть ли в доходах облигаций премия за риск изменения предельной ставки налога (далее — налоговый риск).

В модели Лонгстаффа ставка MSI выражается следующим образом:

$$M_t = (r_t + \lambda_t)(1 - \tau_t),$$

где  $M_t$  — ставка MSI;

$r_t$  — безрисковая ставка процента (до уплаты налога);

$\lambda_t$  — спред, отражающий кредитный риск/риск ликвидности;

$\tau_t$  — предельная ставка подоходного налога предельного инвестора, покупающего VRDO.

По оценкам автора, значение предельной ставки налога  $\tau$ , варьировалось от 31 до 50% за наблюдаемый период, среднее значение составило 41,5%. Это значение выше максимальных ставок федерального

подоходного налога (соответственно 39,1 и 38,6% в 2001 и 2002 гг. и 35% — в период 2003—2008 гг.), однако автор отмечает, что оно может включать также налоги локального уровня.

Лонгстафф констатирует факт наличия премии за риск изменения налоговых ставок (налоговой премии). Здесь имеется в виду не только и не столько риск изменения налогового законодательства (хотя шкала подоходного налога и менялась довольно часто), сколько риск изменения номинального дохода и в связи с этим перехода в другой налоговый разряд. Причем эта налоговая премия в наблюдаемый период была отрицательной, т.е. инвестор требует меньший доход от ценной бумаги, подверженной налоговому риску. На первый взгляд это может показаться странным, но, как отмечает Лонгстафф, размер коэффициента  $1 - \tau_r$ , который лежит в основе этого риска, — величина контрциклическая. При хорошем состоянии экономики люди имеют высокие доходы, находясь в высоком налоговом разряде, и риск для инвесторов связан с тем, что в случае, если произойдет кризис или в экономике начнется спад, их доходы упадут, и они перейдут в более низкий налоговый разряд. Во время рецессии доходы инвестора минимальны, риск перехода в еще более низкий налоговый разряд незначителен, а в более высокий — наоборот, весьма вероятен. Иначе говоря, предельная налоговая ставка высока, когда экономика находится на пике, и низка — на спаде. Поскольку налог вычитается из денежных потоков, создаваемых обычными (без налоговых льгот) облигациями, постольку их стоимость отрицательно зависит от предельной налоговой ставки и, следовательно, является контрциклической. Поэтому в хороших экономических условиях налоговый риск благоприятен: в случае если он реализуется, ценная бумага, несущая в себе этот риск, становится более доходной относительно облигаций, на доход по которым ставка налога не оказывает влияния.

Следуя этой логике, можно сделать вывод, что в период после кризиса инвесторы ожидают увеличения своих доходов в будущем и соответственно увеличения ставки подоходного налога, поэтому в данном случае налоговый риск перестает быть желательным и риск-премия должна стать положительной. Иначе говоря, если мы сравниваем доходы по муниципальной облигации и облигации, облагаемой налогом, то доход последней после вычета налога должен быть выше, с учетом риска. Проверке этого заключения посвящен следующий раздел. В ней мы сравниваем доходности муниципальных облигаций и облигаций казначейства США на основе данных за 2011 г.

### 3. Проверка гипотезы о контрцикличности налоговой риск-премии

#### 3.1. Построение модели

Цели построения модели таковы:

- понять, как связаны свободные от налогов муниципальные доходности с доходностями, подлежащими налогообложению;
- описать эту связь для облигаций с разными сроками до погашения;
- оценить предположение о том, что знак налоговой премии зависит от стадии экономического цикла.

При построении модели мы руководствуемся следующими простыми предположениями:

1) ставка дохода по муниципальной облигации и безрисковая ставка должны быть положительно взаимосвязаны;

2) чем больше срок до погашения, тем выше неопределенность в отношении будущих процентных ставок и ставки подоходного налога и соответственно выше должны быть риск и риск-премия;

3) участники рынка ценных бумаг обладают полной информацией, и доходности облигаций адекватно отражают их рисковые характеристики;

4) облигации казначейства идентичны по своим рисковым характеристикам муниципальным облигациям с кредитным рейтингом «AAA» по шкале Moody's, за исключением налогового риска.

Взаимосвязь между муниципальной доходностью и доходностью казначейской облигации опишем следующим уравнением:

$$Y_t^i = (1 - \tau^i)(\lambda \cdot i + X_t^i),$$

где  $Y_t^i$  — доходность муниципальной облигации со сроком до погашения  $i$  в момент  $t$ ;

$X$  — доходность облигации казначейства с таким же сроком до погашения в момент  $t$ ;

$\tau_i$  — ставка подоходного налога для облигации с периодом до погашения  $i$ ;

$\lambda$  — надбавка за налоговый риск за каждый год срока до погашения;

$i$  — срок до погашения (в годах).

Таким образом, в правой части уравнения — доходность казначейской облигации, скорректированная на налоговый риск (именно

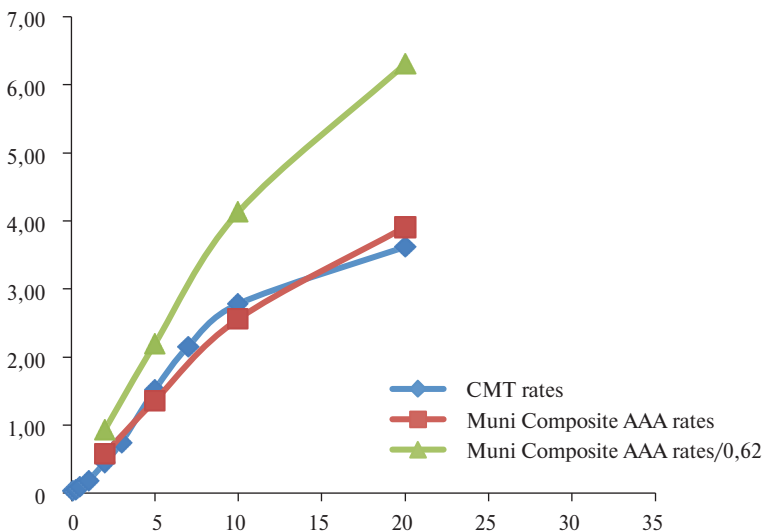
такой вид надбавки,  $\lambda \cdot i$ , отражает предположение 2) и на налог; при прочих равных она должна быть равна доходности муниципальной облигации с таким же сроком до погашения.

В качестве доходностей казначейских облигаций были взяты ставки постоянного срока до погашения (Constant Maturity Treasury rates — CMT) для разных сроков до погашения. CMT — это индексы, которые отражают среднюю доходность к погашению бумаг казначейства одного срока до погашения. Эти доходности интерполируются казначейством из ежедневных кривых доходности. Таким образом, на любую дату  $t$  мы имеем агрегированный показатель доходности казначейской облигации с фиксированным сроком до погашения, даже если ни одна облигация с таким сроком до погашения не торгуется на рынке. 250 наблюдений (все рабочие дни 2011 г.) по каждому сроку до погашения были взяты с сайта казначейства США [25].

В качестве доходностей муниципальных облигаций были взяты композитные индексы Muni Composite AAA, рассчитываемые компанией Moody's. Индексы рассчитываются ежедневно на основе данных об облигациях, выпускаемых штатами или местными правительствами, доход по которым не является объектом подоходного налога или АМТ для налоговых резидентов штата/города, в котором они выпущены. Индексы подсчитываются также для определенных сроков до погашения и разделены по кредитному рейтингу. Для целей нашего исследования лучше всего подходят индексы облигаций с рейтингом AAA, потому что их можно считать идентичными облигациям казначейства по кредитному риску. Ежедневные индексы (355 наблюдений за 2011 г.) были получены с использованием сервиса финансовой веб-службы Xignite [26].

Нужно отметить, что кривые доходности, построенные по этим данным, отражают загадку муниципальных облигаций: кривая муниципальных доходностей (красная линия) имеет более крутой наклон при больших сроках до погашения, чем кривая доходности казначейских облигаций (синяя), скорректированная на налог (на этом графике — с учетом налоговой ставки 38%) муниципальная кривая (линия зеленого цвета) лежит выше, чем кривая доходности для облигаций казначейства (рис. 1).

Линейные зависимости между показателями разных сроков до погашения были исследованы с помощью регрессионного анализа в программе Excel.



**Рис. 1.** Кривые доходностей муниципальных облигаций и облигаций казначейства США

### 3.2. Интерпретация полученных эмпирических результатов

Для начала приведем историю некоторых статистических показателей, характеризующих общую экономическую ситуацию в США за период 2001–2011 гг. [28–30] (табл. 2).

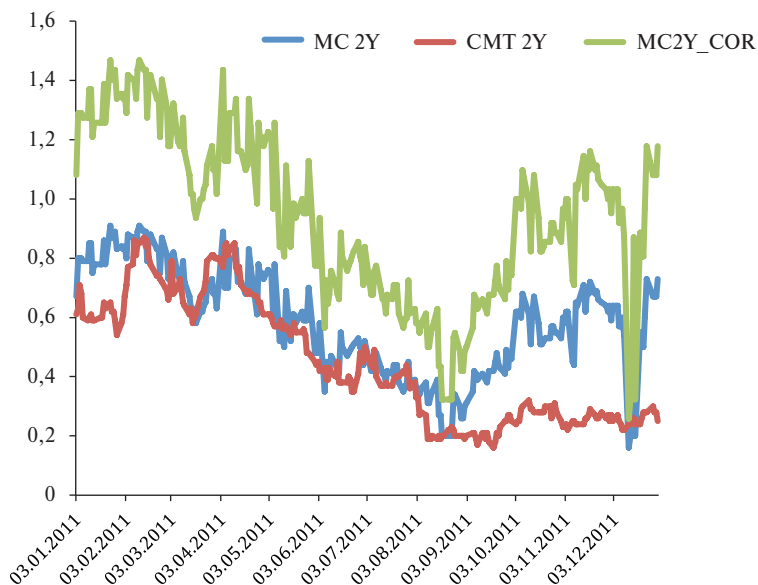
Приведенные показатели свидетельствуют о том, что экономика США в 2011 г. еще не оправилась после кризиса, начавшегося в 2008 г. Если знак налоговой премии зависит от стадии экономического цикла, то в 2011 г. она должна быть положительной, так как экономика находится в начале подъема, и инвесторы должны ожидать роста налоговых ставок.

Уже при первом взгляде на истории доходностей двух типов облигаций становится ясно, что данная гипотеза не работает. Даже не скорректированная на налог доходность муниципальных облигаций зачастую превышает доходность облигаций казначейства, а скорректированная (имеется в виду доналоговый эквивалент облагаемой налогом ставки, т.е. муниципальная доходность, разделенная на  $1 - \tau'$ ) — всегда выше.

Приведенный график (рис. 2) показывает историю ставок СМТ (красный цвет) и ставок Muni Composite AAA для двухлетних облига-

**Таблица 2.** Общеэкономические показатели США, 2001–2011 гг.

Показатель	2001	2003	2005	2007	2009	2011
Уровень безработицы, %	4,7	6,0	5,1	4,6	9,3	9,0
Прирост ВВП в ценах 2005 г, %	1,1	2,5	3,1	1,9	–3,5	1,7
Реальный ВВП, млн долл.	11 347 200	11 836 400	12 623 000	13 206 400	12 703 100	13 315 100
Реальный ВВП на душу населения в ценах 2005 г., долл.	39 767,99	40 696,59	42 612,30	43 726,18	41 313,18	42 671,00



**Рис. 2.** История доходностей муниципальных облигаций и облигаций казначейства США, 2011 г.

ций. Скорректированная на налог (при  $\tau = 38\%$ ) муниципальная доходность показана зеленым цветом. На графике видно, что она ни разу не опустилась ниже доходности по казначейским облигациям. Аналогичным образом соотносятся между собой доходности пятилетних, десятилетних и двадцатилетних облигаций.

Приведа в соответствие наблюдения по двум типам облигаций, мы строим регрессии отдельно для сроков погашения  $i = 2, 5, 10$  и  $20$ . С помощью метода наименьших квадратов Excel оценивает параметры линейной зависимости между  $Y_i$  и  $X_i$ .

Значения коэффициентов детерминации говорят о достаточно высокой степени аппроксимации. Достоверность по уровню значимости критерия Фишера (значимость F) пренебрежимо мала, т.е. модель значима.

В табл. 3 приведены оцененные значения параметров модели.

**Таблица 3.** Оцененные значения параметров модели

$i$ (срок до погашения)	$\tau^i$ (предельная ставка подоходного налога)	$1 - \tau^i$	$\lambda \cdot i$ (надбавка за налоговый риск)	$\lambda$ («цена» налогового риска)
2	0,375336436	0,624663564	0,482533636	0,241266818
5	0,564439	0,435561	1,605822	0,321164
10	0,528547166	0,471452834	2,642783853	0,264278385
20	0,595228	0,404772	6,036959	0,301848

Здесь следует в первую очередь обратить внимание на то, что надбавка за налоговый риск —  $\lambda \cdot i$  всюду положительная, что дает основание отвергнуть гипотезу о связи знака налоговой премии со стадией экономического цикла. Как мы и предположили, эта надбавка растет с ростом срока до погашения, причем с постоянным темпом  $\lambda$  ( $\lambda$  для разных  $i$ , как видно из таблицы, почти не отличается; отклонения от среднего значения 28,2% составляют не более 4 п.п.). Следует подчеркнуть, что предлагаемая нами форма надбавки —  $\lambda \cdot i$  способна объяснить не только разницу в уровнях доходностей, но и различие в форме кривых доходностей. С ростом срока до погашения надбавка растет, тем самым обеспечивая увеличение наклона муниципальной кривой относительно кривой доходности казначейских облигаций.

Что касается оцененных значений  $\tau^i$ , то для двухлетних облигаций заложенная в доходности облигаций ставка налога 37,5% примерно равна реальной ставке подоходного налога инвестора, находящегося в высоком налоговом разряде. Ставки, выведенные из доходностей с более длительными сроками, примерно равны и составляют 53–59%, что существенно выше сегодняшних максимальных ставок федерального подоходного налога. По всей видимости, принимая решение о вложении средств на длительный срок, а значит, имея высокую неопределенность относительно будущих налоговых ставок, инвестор считает бессмысленным предсказывать значение налоговых ставок и поэтому всегда, независимо от точной величины срока вложения и текущей экономической ситуации, ориентируется на наихудший вариант развития событий, стремясь таким образом обезопасить свои вложения от роста налоговых ставок. Следует иметь в виду, что с 1965 по 1981 г. максимальная ставка федерального подоходного налога составляла 70%, а до этого имела еще более высокие значения. В 1945 г., например, предельная ставка индивидов в самом высоком налоговом разряде имела совсем фантастическое значение — 94% [27]. Соответственно то, что инвестор «закладывается» на ставки в 53–59%, кажется вполне обоснованным.

## Заключение

Представленная статья посвящена изучению влияния налогообложения на соотношение между риском и доходностью ценных бумаг с фиксированным доходом, в частности рассмотрению так называемой загадки муниципальных облигаций.

Для того чтобы приблизиться к разгадке, нам пришлось сначала изучить тонкости налогообложения доходов по облигациям (п. 1.2). Затем, во втором разделе статьи, были вкратце описаны подходы к решению загадки, показавшиеся нам наиболее интересными. Рассмотренные подходы искали разгадку в кредитном риске, риске досрочного погашения, налоговом риске, систематическом риске, в асимметричности налогообложения капитальных потерь и доходов от прироста капитала. В разделе 3 мы проверили гипотезу о том, что налоговая премия, присутствующая в доходностях облигаций, меняет свой знак в зависимости от стадии экономического цикла, и предложили свою модель, описывающую зависимость между доходностями облигаций двух типов. Ее новизна состоит в том, что надбавка за на-



логовый риск представлена в виде произведения срока до погашения и параметра, характеризующего «цену» риска за единицу времени до погашения. Такая форма риск-премии позволяет объяснить различия в поведении двух кривых доходностей.

## Источники

1. *Ang A., Bhansali V., Xing Y.* Taxes on Tax-Exempt Bonds // *Journal of Finance*. 2010. Vol. 65. Iss. 2. P. 565–601.
2. *Ang J., Peterson D., Peterson P.* Marginal Tax Rates: Evidence from Nontaxable Corporate Bonds: A Note // *Journal of Finance*. 1985. Vol. 40. P. 327–332.
3. *Arak M., Guentner K.* The Market for Tax-Exempt Issues: Why are the Yields so High? // *National Tax Journal*. 1983. Vol. 36. P. 145–161.
4. *Buser S.A., Hess P.J.* Empirical Determinants of the Relative Yields on Taxable and Tax-Exempt Securities // *Journal of Financial Economics*. 1986. Vol. 17. P. 335–355.
5. *Chalmers J.M.R.* Default Risk Cannot Explain the Muni Puzzle: Evidence from Municipal Bonds that are Secured by U.S. Treasury Obligations // *Review of Financial Studies*. 1998. Vol. 11. No. 2. P. 281–308.
6. *Chalmers J.M.R.* Systematic Risk and the Muni Puzzle // *National Tax Journal*. 2006. Vol. 59. Iss. 4. P. 833–848.
7. *Constantinides G.M., Ingersoll J.E., Jr.* Optimal Bond Trading with Personal Tax: Implications for Bond Prices and Estimated Tax Brackets and Yield Curves // *Journal of Finance*. 1982. Vol. 37. P. 349–352.
8. *Municipal Bonds* / F. Fabozzi, S. Feldstein (eds). Vol. I. Dow Jones — Irwin. (Handbook of Fixed Income Securities.) Inc., 1983.
9. *Feenberg D., Poterba J.M.* The Alternative Minimum Tax and Effective Marginal Tax Rates // *National Tax Journal*. 2004. Vol. 57. P. 407–427.
10. *Feenberg D., Poterba J.M.* Which Households Own Municipal Bonds? Evidence from Tax Returns // *National Tax Journal*. 1991. Vol. 44. P. 93–103.
11. *Green R.C.* A Simple Model of the Taxable and Tax-Exempt Yield Curves // *Review of Financial Studies*. 1993. Vol. 6. P. 233–264.
12. *Green R.C., Oedegaard B.A.* Are There Tax Effects in the Relative Pricing of U.S. Government Bonds? // *Journal of Finance*. 1997. Vol. 52. P. 609–633.
13. *Jordan J.V.* Tax Effects in Term Structure Estimation // *Journal of Finance*. 1984. Vol. 39. P. 393–406.
14. *Kochin L.A., Parks R.W.* Was the Tax-Exempt Bond Market Inefficient or were Future Expected Tax Rates Negative? // *Journal of Finance*. 1988. Vol. 43. P. 913–931.

15. *Livingston M.* Bond Taxation and the Shape of the Yield-to-Maturity Curve // Journal of Finance. 1979. Vol. 34. P. 189–196.
16. *Livingston M.* The Pricing of Municipal Bonds // Journal of Financial and Quantitative Analysis. 1982. Vol. 17. P. 179–193.
17. *Longstaff F.A.* Municipal Debt and Marginal Tax Rates: Is There a Tax Premium in Asset Prices? // Journal of Finance. June 2011. Vol. 66. Iss. 3. P. 721–751.
18. *Nanda V., Singh R.* Bond Insurance: What is Special About Munis? // Journal of Finance. 2004. Vol. 59. P. 2253–2279.
19. *Neis E.* Liquidity and Municipal Bonds. Working paper, UCLA. 2006.
20. *Schaefer S.M.* Tax-Induced Clientele Effects in the Market for British Government Securities // Journal of Financial Economics. 1982. Vol. 10. P. 121–159.
21. *Skelton J.L.* Relative Risk in Municipal and Corporate Debt // Journal of Finance. 1983. Vol. 38. P. 625–634.
22. *Stock D., Schrems E.L.* Municipal Bond Demand Premiums and Bond Price Volatility: A Note // Journal of Finance. 1984. Vol. 39. P. 535–539.
23. *Trzcinka Ch.* The Pricing of Tax-Exempt Bonds and the Miller Hypothesis // Journal of Finance. 1982. Vol. 37. P. 907–923.
24. *Yawitz J.B.* Risk Premia on Municipal Bonds // Journal of Financial and Quantitative Analysis. 1978. Vol. 13. P. 475–485.
25. Сайт казначейства США, история CMT. URL: <http://www.treasury.gov/resource-center/data-chart-center/interest-rates/pages/TextView.aspx?data=yieldYear&year=2011> (treasury rates)
26. Финансовая служба Xignite, история Muni Composite Rates. URL: <http://www.xignite.com/xRates.aspx?op=GetHistoricalRates> (muni composite)
27. [http://www.taxfoundation.org/files/fed\\_individual\\_rate\\_history\\_nominal&adjusted-20110909.pdf](http://www.taxfoundation.org/files/fed_individual_rate_history_nominal&adjusted-20110909.pdf) (история ставок подоходного налога)
28. <http://data.bls.gov/timeseries/LNS14000000> (безработица)
29. <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/countries> (прирост ВВП)
30. <http://www.measuringworth.com/datasets/usgdp/result.php> (реальный ВВП на душу населения)
31. <http://www.bondbuyer.com/marketstatistics/treat/> (ставки подоходного налога в разных штатах)

**Д.И. Малахов**  
Научный  
руководитель —  
Е.Ю. Назруллаева  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Оценивание неэффективности в модели стохастической границы: анализ данных российской промышленности

---

**В данной работе поднимается проблема оценивания эффективности компаний. Рассматривается большой портфель SFA-моделей, а также обсуждаются проблемы данных моделей и их будущее.**

## Введение

Сегодня понятию эффективности уделяется большое внимание. Это легко объясняется тем, что, оценивая неэффективность, можно стимулировать к развитию отдельные отстающие компании или даже целые отрасли, к тому же только эффективные компании могут выжить в долгосрочном периоде и получать прибыль. Таким образом, эффективность — популярная тема в работах самых разных экономистов. Наиболее известными эмпирическими моделями для анализа эффективности являются DEA (data envelopment analysis) и SFA (stochastic frontier analysis).

Цель данной работы — проанализировать эффективность цементной промышленности в России за 2006—2010 гг. с использованием инструментария SFA. Цементная отрасль была выбрана в качестве объекта исследования по нескольким причинам:

- 1) данная отрасль развита в России;
- 2) вклад как труда, так и капитала существен для компаний этой промышленности;
- 3) это достаточно однородная отрасль;
- 4) информация об отрасли достаточно полно представлена в базе данных RUSLANA (Bureau Van Dijk).

В настоящее время модель SFA набирает все большую популярность. Существует множество моделей для анализа эффективности. Однако большинство авторов ограничиваются оцениванием отдельных моделей, что, на наш взгляд, является недостаточным основанием для окончательных выводов об эффективности отрасли. Причем на сегодняшний день нет однозначного и корректного способа сравнения разных моделей (см. [17]). Лишь некоторые зарубежные авторы оценивают несколько моделей сразу (см. [21; 16]). Особенно остро чувствуется нехватка материала на русском языке. В российской литературе подход SFA используется сегодня лишь в работах отдельных экономистов ([1; 2; 3] и др.). Актуальность настоящего исследования состоит, во-первых, в обзоре существующих на сегодняшний день моделей SFA, а во-вторых, в применении их для анализа эффективности предприятий в России (на примере одной из отраслей) и сравнении полученных оценок эффективности.

В научных работах наблюдается некоторая путаница в терминах «эффективность — неэффективность» (похожая ситуация и с ESS — TSS). В контексте SFA-моделей, а значит, и данной статьи, понятия «эффективность» и «неэффективность» являются взаимозаменяемыми, т.е. отражают просто разные грани значений одной и той же переменной. Обычно употребляются термины «ошибка неэффективности» и «значение эффективности», или «техническая эффективность», использованные в данной статье. Вместе с тем у разных авторов встречаются различные вариации указанных терминов (см. [17]).

Итак, в настоящей работе поставлены две основные задачи:

- 1) теоретическая: сравнить результаты разных моделей на российских данных;
- 2) практическая: определить факторы, влияющие на неэффективность предприятий.

Выполнение этих задач тем более актуально, что такие исследования проводились в России достаточно редко.

## **1. Понятие эффективности**

Пионером в области определения эффективности был Дебре [12], который ввел понятие эффективности выпуска. Далее эту тему развил Фаррел [14], введя понятие аллокативной эффективности, или эффективности издержек. Сегодня выделяют следующие типы эффективности: технологическая, экономическая и операционная. При этом

анализируют обычно первые два типа, поскольку операционную эффективность очень трудно измерить.

Технологическую эффективность определяют следующим образом: это возможность использовать минимальный вектор ресурсов для производства заданного вектора выпуска или, наоборот, получить максимальный вектор выпуска при заданных ресурсах. Формальное определение выглядит так: «Вектор выпуска-ресурсов  $(y, x) \in GR$  признается технологически эффективным, только если  $\exists (y', x') \notin GR$ , для которого выполняется  $(y', -x') \geq (y, x)$ , где  $GR$  задает множество всех возможных комбинаций выпуска-ресурсов» [22].

Далее мы будем рассматривать только технологическую эффективность, так как ее легче всего формализовать, а к тому же она по умолчанию используется в SFA-моделях.

## 2. Данные и предварительный анализ

Данные для исследования взяты из базы RUSLANA (источник: Bureau Van Dijk). Эта база содержит информацию о более чем 10 млн российских предприятий и около 30 переменных бухгалтерской отчетности (баланс, отчет о прибылях и убытках и т.д.). Для анализа были выбраны компании, производящие лишь бетон и цемент в соответствии с классификатором видов экономической деятельности ОКВЭД<sup>1</sup>, в то время как компании, занимающиеся производством гипса, были удалены из выборки. Это объясняется предпосылками подхода SFA, который предполагает однородность компаний, а производство гипса сильно отличается по технологии от производства цемента и бетона.

Из полученной выборки были удалены предприятия с пропущенными значениями переменных, а также — на основе первичного анализа — удалены наблюдения с подозрительными — на выбросы — значениями переменных. Таких компаний оказалось около 10% от всей выборки. В итоге сбалансированная панель содержит 299 фирм, отражая их деятельность за период 2006–2010 гг.:

$\ln q$  — логарифм выпуска (готовая продукция, изначально в тыс. руб.)

$\ln l$  — логарифм количества труда (число рабочих);

---

<sup>1</sup> Производство изделий из бетона для использования в строительстве (26.61); производство товарного бетона (26.63); производство сухих бетонных смесей (26.64); производство изделий из асбестоцемента и волокнистого цемента (26.65).

$\ln k$  — логарифм размера производственных активов фирмы (изначально в тыс. руб.). Последняя переменная получилась при сложении основных и оборотных активов фирм. Логично применить здесь именно такую переменную, поскольку в промышленности это наиболее часто используемые компоненты активов фирм. Переменная составляет большую часть общих активов компаний, поэтому эффект масштаба в модели учитывается.

Были построены фиктивные переменные для учета временных эффектов:  $dummy1$ , равное 1, если это 2010 г.;  $dummy2$ ,  $dummy3$ ,  $dummy4$  (они идут в порядке уменьшения года).

$\ln\_dolg\_po\_zp$  — логарифм задолженности перед работниками (изначально в тыс. рублей).

$\ln\_dolg\_po\_dohodam$  — логарифм задолженности по выплате доходов (изначально в тыс. руб.).

$\ln\_sebestoim$  — логарифм себестоимости продукции (общие издержки производства) (изначально в тыс. руб.). Долг по доходам и зарплате, а также издержки использовались в качестве факторов, влияющих на эффективность.

$kap$  — логарифм от суммы оборотного капитала и собственного капитала (изначально в тыс. руб.). Данная переменная использовалась в качестве фактора гетероскедастичности в многоступенчатых моделях (табл. 7).

**Таблица 1.** Описательные статистики переменных

Переменная	Кол-во наблюдений	Среднее	Станд. откл.	Мин.	Макс.
$\ln q$	1495	11,777	1,4328	3,7135	15,5066
$\ln l$	1495	4,8847	1,1015	1,3862	7,517
$\ln k$	1495	11,2416	1,4191	4,3178	15,4986
$\ln\_dolg\_po\_zp$	1495	6,6861	2,2306	0	10,787
$\ln\_dolg\_po\_dohodam$	1495	1,003	2,318	0	11,1336
$\ln\_sebest$	1495	11,592	2,0794	2,0795	15,069
$kap$	1495	10,073	3,7185	3,7185	14,407

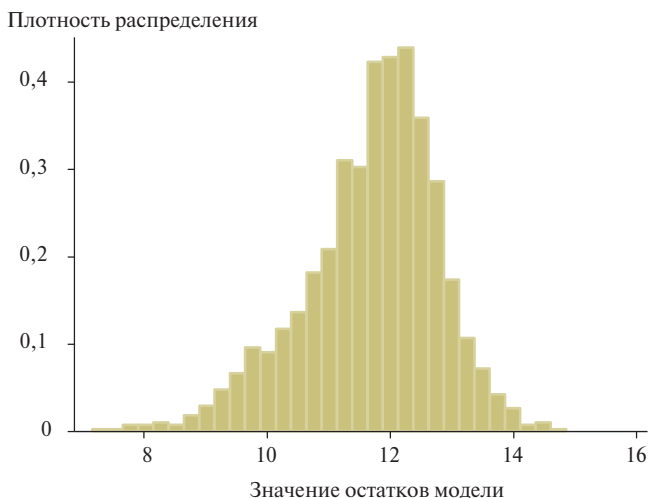
В работе использовалась производственная функция Кобба — Ду-гласа, поэтому оценки параметров модели можно рассматривать как эластичности. Оценивалась также транслогарифмическая функция,

однако данная спецификация не сильно выигрывает у Кобба — Ду-гласа: оценки параметров, отвечающие за дополнительную гибкость транслогарифмической спецификации, являются сильно незначимыми, коэффициент детерминации не выше, чем в модели Кобба — Ду-гласа, при этом оценки эффективности предприятий имеют сходные характеристики распределения.

Итоговый вид модели следующий:

$$\ln(q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(l_{it}) + \beta_2 \cdot \ln(k_{it}) + \beta_3 \cdot dummy1_t + \beta_4 \cdot dummy2_t + \beta_5 \cdot dummy3_t + \beta_6 \cdot dummy4_t + e_{it},$$

где в  $e_{it}$  включены ошибка неэффективности  $u_{it}$  и случайное возмущение  $v_{it}$ . Далее все регрессоры для упрощения обозначены как  $\ln(x_{nit})$ .



**Рис. 1.** Распределение общих остатков RE-модели

Для того чтобы убедиться в том, что нужно использовать модели, учитывающие неэффективность, было решено построить гистограмму общих остатков RE-модели (ситуация с остатками FE-модели аналогичная) (рис. 1). Легко заметить смещение остатков влево (коэффициент асимметрии равен  $-0,17$ ), что свидетельствует в пользу наличия в модели ошибки неэффективности.

В дальнейшем с целью сопоставимости результатов во всех случаях оценивалась спецификация модели, приведенная выше. Поэтому было решено не обращать особое внимание на незначимость отдельных коэффициентов.

### 3. Оценивание моделей

Поскольку известно, что разные модели дают разные результаты, было решено оценить портфель моделей, дабы иметь возможность сравнивать результаты моделей с разными методами оценки и спецификациями.

#### 3.1. Исходная модель

Для того чтобы разобраться в современных сложных и многоступенчатых моделях, нужно понимать, какие предпосылки изначально закладывались в модели. Для этого выведем модель SFA.

Из курса стандартной микроэкономической теории известно, что выпуск зависит от производственной функции:  $q_i = f(z_i, \beta)$ , где  $q_i$  — выпуск  $i$ -й фирмы,  $z_i$  — факторы, влияющие на выпуск, а  $\beta$  — их коэффициенты. Это некая теоретическая идеальная зависимость. На практике же фирмы обычно не могут выжать максимум из всех ресурсов и произвести максимально возможный объем выпуска, поэтому производственная функция выглядит следующим образом:  $q_i = f(z_i, \beta)\eta_i$ , где  $\eta_i$  — степень неэффективности  $i$ -й фирмы. Причем  $\eta_i$  лежит в интервале (0; 1], где 1 соответствует абсолютной эффективности производства. Предположим также, что существуют некие экзогенные шоки в экономике:  $q_i = f(z_i, \beta)\eta_i \exp(v_i)$ , где  $\exp(v_i)$  и есть шоки. Далее можно прологарифмировать модель, не потеряв при этом ее общности:  $\ln(q_i) = \ln\{f(z_i, \beta)\} + \ln(\eta_i) + v_i$ . Допустим, у нас есть  $m$  производственных факторов, поэтому из-за линейности производственной функции в логарифмах:  $\ln(q_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln(z_{ij}) - u_i + v_i$ , где  $u_i = -\ln(\eta_i)$ , причем, введя ограничение  $u_i > 0$ , получим, что условие на  $\eta_i$  выполняется. Стоит отметить, что в данных моделях неэффективность это случайная величина, а значит, можно найти факторы, на нее влияющие, что представляет практический интерес, так как получается, что неэффективность поддается управлению (хороший пример анализа управляемой неэффективности дан в работе [1]).



### 3.2. Методы оценивания технической эффективности и некоторые проблемы современных SFA-моделей

Как было сказано выше, мало просто оценить ошибку неэффективности, надо еще проранжировать предприятия по эффективности. В основном для этих целей применяются следующие подходы.

1.  $f(u_{it}|e_{it}) = \frac{f(u_{it} \cdot e_{it})}{f(e_{it})}$ , отсюда  $E(u_{it}|e_{it})$  будет обозначать ранг технической эффективности ([18] (далее — JLMS оценка)).

2. Бэттис и Коелли [6] (далее — ВС) предложили другой способ оценки технической эффективности  $E(\exp(-u_{it})|e_{it})$ . Хочется сразу отметить, что оценка технической эффективности для гамма-распределения и *random parameters model* производится с использованием числовых процедур. Кроме того, применяется  $\exp(u_{it})$  в качестве прокси для технической эффективности. В данной работе было решено остановиться на оценке ВС. JLMS и ВС дают практически идентичные результаты, однако для панельных данных обычно используют ВС.

3. Иногда для этих оценок используются доверительные интервалы (подробнее см. [16]).

Однако все эти оценки имеют ряд проблем (см. [Ibid.]). Абстрагируемся от эконометрического мейнстрима и задумаемся над следующим фактом. Если у нас есть выборка из  $n$  фирм, а некая фирма А имеет в такой выборке значение эффективности  $\hat{u}_{it}^*$ , полученное из JLMS оценки. Если мы изменим выборку, допустим, добавим другие фирмы, то оценка эффективности станет  $\tilde{u}_{it}^*$ , хотя сама фирма А осталась такой же. Иными словами, если выборки будут разные, то оценки будут различаться. Действительно, поскольку на практике повторяющиеся выборки из одной генеральной совокупности могут существенно отличаться друг от друга (а как указано в работе [Ibid.], вообще несостоятельны по своей сути), то, следовательно, условие будет сильно влиять на само значение эффективности. По большому счету это лишь оценка математического ожидания определенного распределения определенной выборки. Аналогично обстоит дело с доверительными интервалами. Технически интервал строится для  $E(u_{it}|e_{it})$ , а на самом деле мы должны построить его для  $u_{it}$ . Теперь представим, что две фирмы имеют одинаковые значения  $q_{it}, x_{it}$ , но могут иметь разные  $u_{it}$  из-за разных значений экзогенных параметров. А мы будем строить для них один и тот же интервал. Причем могут возникнуть еще и проблемы с несимметричными распределе-

ниями, типа экспоненциального, поскольку доверительный интервал является по своей природе симметричным.

На сегодняшний день не существует единого способа для определения качества подобных моделей, т.е. авторы всего лишь строят корреляционные таблицы для значений эффективности, полученных из разных моделей. Во многом выбор той или иной модели носит скорее интуитивный характер, например, если панель длинная, то надо включить тренд, если много фирм и они разные, то нужно учесть сильную гетерогенность. Учитывается также, насколько адекватны результаты модели и сошлась ли модель вообще.

### 3.3. Модель без гетерогенности и тренда (TI-модель) [6; 27]

Рассмотрим модель панельной регрессии без гетерогенности и тренда в неэффективности.

В теории данная модель выглядит следующим образом:

$$\ln(q_{it}) = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i,$$

где  $q_{it}$  — выпуск;

$x_{it}$  — факторы, влияющие на издержки или выпуск фирмы;

$v_{it}$  — стохастическая ошибка;

$u_i$  — ошибка неэффективности (для модели с издержками в качестве регрессанта меняется только знак у ошибки неэффективности). Все модели SFA интересны тем, что они используют разное распределение ошибок неэффективности.

Далее модель была оценена на российских данных. В TI- и TVD-моделях использовалось нормальное/усеченное нормальное распределение, так как оно является из-за ненулевого математического ожидания более гибким, чем другие.

### 3.4. Модель без гетерогенности (TVD-модель) [6; 11]

Отличие этой модели от предыдущей — в наличии тренда в ошибке неэффективности, ведь логично предположить, что чем длинней панель, тем больше вероятность, что фирма будет улучшать свою технологию, а значит, неэффективность будет уменьшаться. Теоретическая модель выглядит следующим образом:  $\ln(q_{it}) = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i$ .

Легко заметить, что появился индекс  $t$  у  $u_{it}$ . Как и предыдущая модель, она оценивается методом максимального правдоподобия.

Поскольку пять лет — это относительно большой срок, то было решено учесть тренд в ошибке неэффективности (в STATA реализован тренд в соответствии с подходом [5]).

### 3.5. Модели FE и RE [6]

Модели FE и RE являются крайне популярными для анализа панельных данных, поэтому нет ничего удивительного в том, что они используются для анализа эффективности. Модель FE:  $\ln(q_{it}) = \beta_{oi} + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it}$ , откуда  $u_i$  задается за счет нормализации как  $\max(\beta_{oi}) - \beta_{oi}$  (т.е. одна фирма признается абсолютно эффективной), а  $i$  техническая неэффективность —  $\exp(-u_i)$ . Таким образом достигается ранжирование фирм по эффективности. Однако в такой модели присутствует систематическое смещение оценок эффективности [16], из-за чего многие фирмы получают более низкие ее значения (подробнее об этом см. в разд. 4).

RE для SFA-моделей задается следующим образом:  $\ln(q_{it}) = (\beta_0 - E(u_i)) + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - (u_i - E(u_i)) = \beta_0^* + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i^*$ .

Данную модель легко оценить стандартными методами. Оценка эффективности может быть «вытащена» по аналогии из  $\exp(\max_i(u_i^*) - u_i^*)$ .

**Таблица 2.** Основные результаты одношаговых регрессий

Регрессоры	TI	TVD	RE	FE
$\ln l$	0,4571*** (0,0359)	0,4748*** (0,0284)	0,5564*** (0,0336)	1,0441*** (0,0671)
$\ln k$	0,5958*** (0,02)	0,569*** (0,0195)	0,5733*** (0,0247)	0,5984*** (0,036)
<i>Dummy1</i>	-0,0036 (0,0282)	-0,1026*** (0,0309)	-0,0028 (0,0278)	0,0081 (0,0273)
<i>Dummy2</i>	0,5524*** (0,0283)	0,3688*** (0,0373)	0,5573*** (0,0279)	0,5865*** (0,0275)
<i>Dummy3</i>	0,5014*** (0,0285)	0,2384*** (0,0443)	0,5085*** (0,0282)	0,5783*** (0,0296)
<i>Dummy4</i>	0,3189*** (0,0299)	-0,018 (0,0515)	0,3237*** (0,0302)	0,4310*** (0,0361)

Регрессоры	TI	TVD	RE	FE
cons	3,1867*** (0,1691)	3,5683*** (0,1707)	2,3372*** (0,2134)	-0,3711 (0,4876)
Техническая эффективность				
Среднее	0,5916	0,6007	0,4144	0,2179
Станд. откл.	0,2018	0,2069	0,1676	0,1792
Мин.	0,0407	0,0167	0,0383	0,0173
Макс.	0,9527	0,9648	0,99	1

\*\*\* — значимость на 1%-ном уровне; \*\* — на 5%-ном уровне; \* — на 10%-ном уровне.

### 3.6. «True» Fixed effect model и «True» Random effect model ([20; 17; 29])

Поскольку предыдущие FE- и RE-модели обладали серьезными недостатками (например, оценки эффективности в FE были явно смещенными), то Грин [15] предложил совершенно новый подход к оцениванию подобных моделей в условиях неэффективности. Он назвал их «True», так как при учете неэффективности они действительно выглядят как полноценные панельные модели.

К сожалению, из-за технических трудностей реализовать «True» FE не удалось. Поэтому была оценена только «True» RE-модель.

«True» RE-модель, как идея, была предложена в статье [20]. Из-за своей сложности «True» RE оценивается там не методом максимального правдоподобия, как, например, в работе [17], а двухшаговым методом наименьших квадратов, как и было изначально предложено авторами оригинальной работы. На первом шаге оценивается обычная RE-модель:  $\ln(q_{it}) = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} + \eta_i$ , из нее выражается перманентная ошибка эффективности через  $\eta_i' = \max(\eta_i^*) - \eta_i^*$ . PTE (persistent technical efficiency) соответственно может быть оценена, как  $\exp(-\eta_i')$ . На втором шаге оценивается модель SFA только со свободным членом:  $v_{it} = \alpha_0 - u_{it} + e_{it}$ , где  $v_{it}$  — стохастическая ошибка из RE-модели, и вытаскиваются значения эффективности, зависящей от времени (residual technical efficiency):  $RTE = \exp(-u_{it})$ . Затем считается общая эффективность (overall technical efficiency), как  $OTE = PTE \cdot RTE$ . Таким образом, учитывается два типа неэффективности,

и это важно, поскольку они зачастую имеют разные причины, а значит, и пути увеличения разных типов неэффективности различаются. Неэффективный менеджмент — это пример постоянной технической неэффективности, сезонные перебои с поставками — соответственно эффективности, зависящей от времени.

Поскольку STATA позволяет учитывать гетероскедастичность в cross-section SFA-моделях, то было решено использовать это свойство, и в качестве фактора гетероскедастичности была выбрана переменная *kap*, которая учитывает структуру капитала фирмы, а следовательно, и гетерогенность.

### 3.7. Модель с четырьмя ошибками [21]

Поскольку, как отмечал Грин [17], очень важно отделять гетерогенность от неэффективности, то в работе [21] была предложена модель с четырьмя разными ошибками:

$$\ln(q_{it}) = \alpha_0 + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + \mu_i + v_{it} - \eta_i - u_{it},$$

где  $\mu_i$  — ненаблюдаемые шоки, постоянные во времени;

$v_{it}$  — стохастическая ошибка;

$\eta_i$  — постоянная техническая неэффективность;

$u_{it}$  — неэффективность, зависящая от времени.

Преобразуем это выражение

$$\ln(q_{it}) = \alpha_0^* + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + e_{it} + \alpha_i,$$

где  $\alpha_0^* = \alpha_0 - E(\eta_i) - E(u_{it})$ ;  $\alpha_i = \mu_i - \eta_i + E(\eta_i)$ ;  $e_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$ .

Теперь все ошибки имеют нулевое математическое ожидание и можно оценить модель, как обычную панельную регрессию. Далее берем оценки ошибок и оцениваем следующую регрессию:  $\hat{e}_{it} = E(u_{it}) + (v_{it} + (\hat{e}_{it} - e_{it})) - u_{it}$ , все ошибки имеют нулевое математическое ожидание, а член  $(\hat{e}_{it} - e_{it})$  можно опустить, так как при больших выборках оценка ошибки является гроху для самой ошибки. Поэтому можно применить стандартную процедуру оценки SFA-моделей.

Аналогично оценивается регрессия для второй ошибки:  $\hat{\alpha}_i = E(\eta_i) + (\mu_i + (\hat{\alpha}_i - \alpha_i)) - \eta_i$ , член  $(\hat{\alpha}_i - \alpha_i)$  опять можно опустить, соответственно можно будет воспользоваться оцениванием SFA-

моделей. Постоянную техническую эффективность оценим, как  $PTE = \exp(-\eta_i)$ , а техническую эффективность, зависящую от времени, — как  $RTE = \exp(-u_{it})$ . Общая техническая эффективность  $OTE = PTE \cdot RTE$ .

Аналогично «True» RE-модели есть возможность учесть гетероскедастичность, что с успехом и было сделано.

### 3.8. Метод моментов (МоМ) [22]

Сначала несколько слов о самом методе моментов и о том, почему его используют. Метод моментов дает состоятельные и асимптотически нормальные оценки. Однако в отличие от метода максимального правдоподобия метод моментов не использует всю доступную информацию, что в итоге приводит к большему смещению в оценках. Но в то же время оценки в методе моментов считаются, а не оцениваются.

При гетероскедастичности в панельных данных из-за большого числа параметров метод максимального правдоподобия имеет некоторые проблемы, например, приходится оценивать  $(I + N + 2)$  параметров для time-invariant-модели с гетероскедастичной  $v$ , где  $I$  — количество фирм,  $N$  — количество регрессоров, что ведет к проблемам со сходимостью этих моделей на реальных данных, особенно если  $T$  гораздо меньше  $I$  по абсолютному значению. Кумбхакар и Ловелл [22] предложили оценивать подобные модели с помощью метода моментов. В свою очередь, Грин [15] раскритиковал данную позицию из-за плохих свойств оценок метода моментов и предложил немного изменить процедуру максимизации, что позволит добиться сходимости моделей. Однако представляется интересным проверить, действительно ли метод моментов дает не слишком хорошие оценки и сравнить результаты с результатами других моделей, особенно с учетом того, что данный метод крайне редко применялся на практике (можно лишь отметить работы [22; 29]).

#### 3.8.1. МоМ. T-inv без гетероскедастичности

Это обычная time-invariant-модель без гетероскедастичности. Сначала оценивается обычная OLS-регрессия  $\ln(q_{it}) = (\beta_0 - E(u_i)) + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - (u_i - E(u_i)) = \beta_0^* + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i^*$ . Предполагается, что у нас нормальное/полунормальное распределение, поэтому

$E(u_i) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_u$ ,  $V(u_i) = (1 - 2/\pi) \sigma_u^2$ ,  $E(u_i^3) = -\sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(1 - \frac{4}{\pi}\right) \sigma_u^3$ . Централь-

ный момент третьего порядка  $\mu_3 = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(1 - \frac{4}{\pi}\right) \sigma_u^3$ . Затем считается выборочный момент третьего порядка и подставляется в формулу

$$\hat{\sigma}_u = \left( \frac{\hat{m}_3}{\sqrt{2/\pi}} \left(1 - \frac{4}{\pi}\right)^{-1} \right)^{1/3}. \text{ Из RE-модели выражается } \hat{\sigma}_v^2 = \left(\frac{1}{I \cdot T}\right) \cdot \sum_i \sum_t \hat{e}_{it}^2,$$

где  $\hat{e}_{it}^2$  — общая ошибка. Затем значения подставляются в нужные формулы для выражения технической эффективности (подробнее об этой и последующих моделях см. [22]). Результаты данной модели очень сильно согласуются с моделью RE. В дальнейшем, если не помечено иное, считается, что модель дала адекватные результаты.

### 3.8.2. МоМ. Т- $v$ без гетероскедастичности

Если добавить тренд в ошибку, то шаги оценивания немного изменятся. Регрессия будет записываться уже следующим образом:

$$\begin{aligned} \ln(q_{it}) &= (\beta_0 - \beta_t \cdot E(u_i)) + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - (u_i - \beta_t \cdot E(u_i)) = \\ &= \beta_t^* + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_{it}^*, \end{aligned}$$

где  $\beta_t^*$  — *dummy*-переменная на год.

Тогда  $\beta_t \hat{\sigma}_u = \left( \frac{\hat{m}_3}{\sqrt{2/\pi}} \left(1 - \frac{4}{\pi}\right)^{-1} \right)^{1/3}$ ,  $t = 1, \dots, T$ . Нормализация  $\beta_t = 1$ ,  $t = 2, \dots, T$  дает возможность получить оценки  $\sigma_u$ ,  $\beta_t$ . Отсюда получается  $\hat{\beta}_0 = (1/T) \sum_t (\hat{\beta}_t^* + \hat{\beta}_t \hat{\sigma}_u \sqrt{2/\pi})$ . Соответственно можно легко посчитать оценки  $\sigma_v^2$ ,  $\hat{\beta}_v^2 = \left(\frac{1}{I \cdot T}\right) \cdot \sum_i \sum_t \hat{e}_{it}^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \sum_t \hat{\beta}_t^2$ . Затем оценки, полученные выше, подставляются в  $E(\exp(-u_{it}) | e_{it})$ .

При оценке данной модели получилось, что дисперсия  $v$  отрицательна. Это вполне ожидаемый результат, так как не гарантировано, что  $\left(\frac{1}{I \cdot T}\right) \cdot \sum_i \sum_t \hat{e}_{it}^2$  будет больше, чем  $\frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \sum_t \hat{\beta}_t^2$ . Это же указано в работах [22] и [28]. Основное условие применимости метода момен-

тов — отрицательное значение третьего момента распределения ошибок, что в данной модели (и во всех следующих) выполняется.

### 3.8.3. МоМ. T-inv с гетероскедастичностью в $v$

Теперь предположим, что у нас есть гетероскедастичность в  $v$ , однако нет тренда в ошибке. Во многом ход оценивания совпадает с ходом оценивания для гомоскедастичной  $v$ . Сначала мы оцениваем OLS-регрессию, получаем оценки  $\hat{\sigma}_u^2$ . Затем оцениваем RE-регрессию с корректировкой на гетероскедастичность и получаем  $\hat{\sigma}_{vi}^2 = (1/T) \sum_t \hat{e}_{it}^2$ .

Далее подставляем полученные оценки в формулу технической эффективности.

### 3.8.4. МоМ. T-inv с гетероскедастичностью в $u$

Теперь предположим, что у нас гетероскедастичность только в  $u$ . На первом шаге мы получаем оценки  $\beta_n$ ,  $\sigma_v^2$  из OLS-регрессии. Преобразуем изначальное уравнение  $\ln(q_{it}) - \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) = \beta_0 + v_{it} - u_i$ . Состоя-

тельные оценки будут  $\hat{\sigma}_{ui}^2 = \left( \frac{\pi}{\pi - 2} \right) \left( (1/T) \cdot \sum_t (\ln(y_{it}) - \sum_n \hat{\beta}_n \ln(x_{nit}))^2 - \sigma_v^2 \right)$

и  $\hat{\sigma}_v^2 = \left( \frac{1}{I \cdot T} \right) \cdot \sum_t \sum_i \hat{e}_{it}^2$ . Далее все аналогично предыдущим моделям.

Здесь возникли проблемы с оценкой дисперсий  $u$ . Они получились отрицательными, поэтому данная модель выпадает из рассмотрения.

### 3.8.5. МоМ. T-inv с гетероскедастичностью в $u$ и $v$

Гетероскедастичность в  $u$  и  $v$ . Так же как и при гетероскедастичности в  $v$ , мы получаем оценки  $\hat{\sigma}_{vi}^2 = (1/T) \sum_t \hat{e}_{it}^2$ . Затем оценивается

$\hat{\sigma}_{ui}^2 = \left( \frac{m_{3i}}{\sqrt{2/\pi}} \left( 1 - \frac{4}{\pi} \right) \right)^{2/3}$ ,  $\hat{\beta}_0 = \left( \frac{1}{I \cdot T} \right) \sum_i \sum_t \hat{e}_{it} + (1/I) \cdot \sqrt{2/\pi} \sum_i \hat{\sigma}_{ui}$ . Далее считаются значения технической эффективности.

### 3.8.6. МоМ. T-v с гетероскедастичностью в $v$

Модель с трендом в ошибке и гетероскедастичностью в  $v$ . Оценивается модель, как и в гомоскедастичном случае:



$\ln(q_{it}) = (\beta_0 - \beta_t \cdot E(u_i)) + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - (u_i - \beta_t \cdot E(u_i)) = \beta_t^* + \sum_n \beta_n \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i^*$ , где  $\beta_t^*$  — *dummy*-переменная на год. Так же оценивается  $\sigma_u^2$ , а затем  $\hat{\sigma}_{v_i}^2 = (1/T) \sum_t e_{it}^{*2} - (1/T) \cdot ((\pi - 2)/\pi) \cdot \sum_t \hat{\beta}_t \hat{\sigma}_{it}^2$ , где  $e^*$  — общие ошибки из уравнения, приведенного выше. Далее значения подставляются в нужные формулы для расчета технической эффективности.

При оценке дисперсия стохастической ошибки стала отрицательной, как и в гомоскедастичном случае, поэтому для данной модели получить результаты путем оценки методом моментов нельзя.

### 3.8.7. МоМ. Т-ν с гетероскедастичностью в $u$

Данная модель уже может быть оценена лишь с помощью SFA с гетерогенностью в среднем значении ошибки неэффективности. Поскольку в таком случае надо использовать нормальное/усеченное нормальное распределение, то среднее значение будет зависеть от фирмы и времени. А поскольку дисперсия зависит от среднего, то модель становится гетероскедастичной. В силу того что в STATA такие опции «не защиты», оценить данную модель не удалось.

### 3.8.8. МоМ. Т-ν с гетероскедастичностью в $u$ и $v$

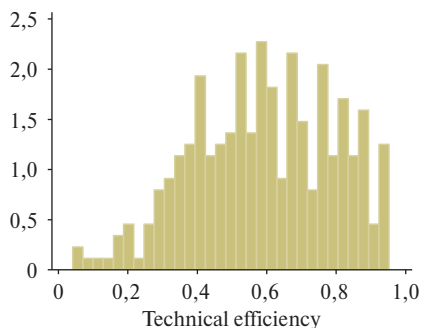
Ситуация, аналогичная предыдущей.

## 4. Результаты и сравнение моделей

Поскольку единого критерия качества моделей неэффективности не существует, то обычно исследователи строят корреляционные зависимости и гистограммы значений эффективности. Было решено пойти по тому же пути (рис. 2–10).

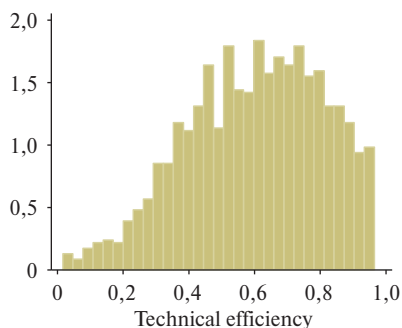
Далее были построены ранговые корреляции по Спирману (табл. 3).

Плотность  
распределения



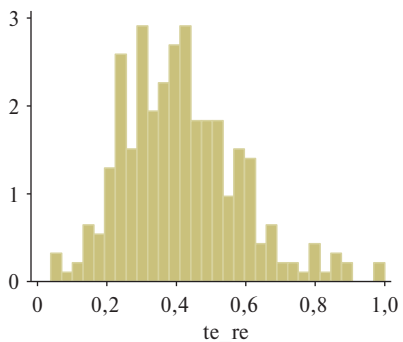
**Рис. 2.** Гистограмма значений эффективности из TI

Плотность  
распределения



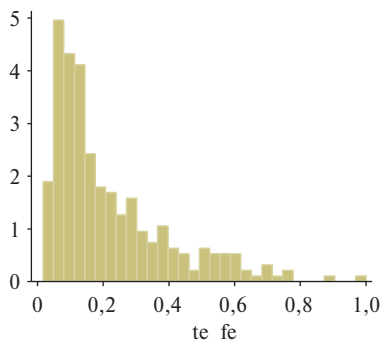
**Рис. 3.** Гистограмма значений эффективности из TVD

Плотность  
распределения

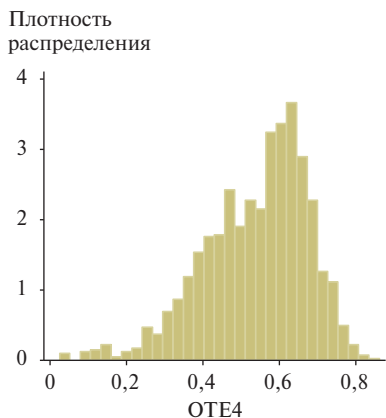


**Рис. 4.** Гистограмма значений эффективности из RE

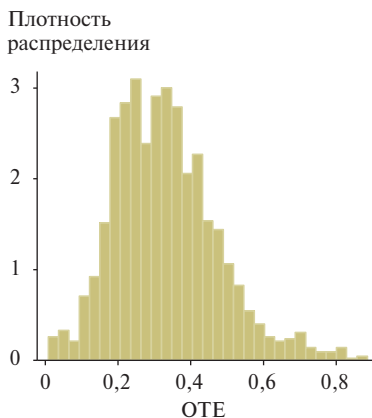
Плотность  
распределения



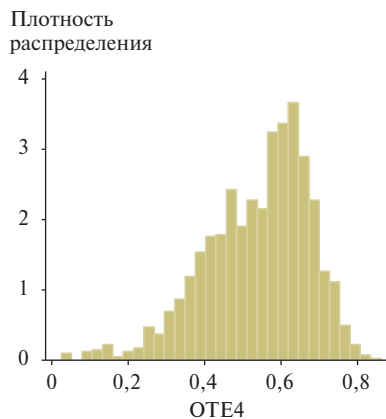
**Рис. 5.** Гистограмма значений эффективности из FE



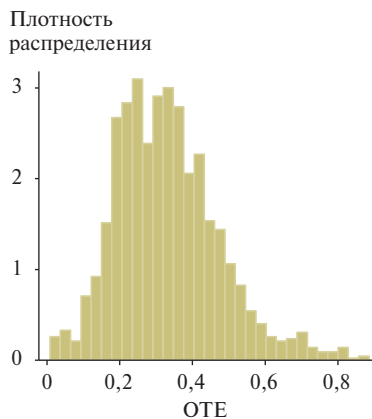
**Рис. 6.** Гистограмма значений эффективности из 4 errors model



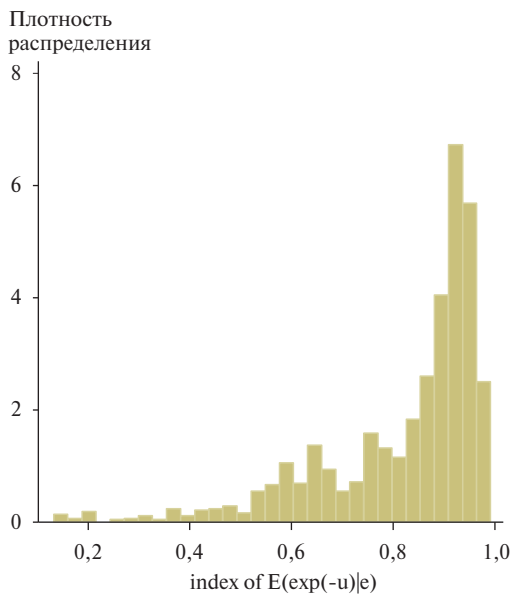
**Рис. 7.** Гистограмма значений эффективности из «True» RE



**Рис. 8.** Гистограмма значений эффективности из MoM. T-inv



**Рис. 9.** Гистограмма значений эффективности из MoM T-inv с гет.  $\nu$



**Рис. 10.** Гистограмма значений эффективности из MoM T-inv с гет.  $u$  и  $v$

**Таблица 3.** Ранговые корреляции значений эффективности по Спирману

	TI	TVD	RE	FE	4 errors model	«True» RE	MoM T-inv без рег.	MoM T-inv с рег. y	MoM T-inv с рег. u
TI	1								
TVD	0,9610	1							
RE	0,9810	0,9394	1						
FE	0,6342	0,5878	0,7567	1					
4 errors model	0,9005	0,8586	0,9051	0,6450	1				
«True» RE	0,9597	0,9156	0,9729	0,7233	0,9694	1			
MoM T-inv без рег.	0,9810	0,9394	1	0,7567	0,9051	0,9729	1		
MoM T-inv с рег. y	0,7871	0,7185	0,7792	0,5195	0,7499	0,7674	0,7792	1	
MoM T-inv с рег. u и y	0,7781	0,7077	0,7700	0,5154	0,7424	0,7581	0,7700	0,9945	1

Все корреляции значимы на 1%-ном уровне. Отметим, что в целом значения эффективности фирм сходны друг с другом.

Основываясь на проведенном корреляционном и графическом анализе, можно заключить, что модели на российских данных в целом неплохо между собой согласуются. Вместе с тем сильно выделяется FE-модель и метод моментов. Решено было выяснить, почему часть фирм попала в разряд крайне неэффективных и есть ли различия между двумя группами фирм. Для этого сначала была осуществлена попытка кластеризации. Разбивать на большое количество групп 299 относительно однородных фирм нелогично, поэтому требовалось проверить, нужно ли делить предприятия на две группы («эффективные» и «неэффективные»). Для этого были рассмотрены статистики Дуда — Харт и Калински — Харабаз. Обе они дали вполне определенный результат: лучше одна большая группа, чем две меньшего размера. Поэтому согласно результатам кластеризации и логического анализа нет необходимости разбивать выборку.

Кроме того, надо вспомнить следующие недостатки FE-модели. Во-первых, она совершенно не учитывает гетерогенность, во-вторых, ошибка неэффективности не меняется по времени, что для панели с пятью годами является спорным моментом, в-третьих, как отмечается в работе [17], есть систематическое занижение оценок эффективности, связанное с особенностью конструирования ковариационных матриц. Поэтому такое распределение предприятий по неэффективности легко объясняется неучтенной гетерогенностью. Указанное различие в корреляции может быть обусловлено особенностями конструирования FE-модели. Самыми подходящими, на наш взгляд, для оценки эффективности в этой ситуации являются следующие модели: модель с четырьмя ошибками, «True» RE- и TVD-модели. Они наиболее полно учитывают гетерогенность данных и временной тренд.

Отдельно хочется сказать и про метод моментов. В принципе модели с гетероскедастичностью в достаточной мере учитывают гетерогенность, однако, как уже отмечалось, у данного метода есть некоторые проблемы. Во-первых, метод моментов дает смещенные оценки, причем сила смещения выше, чем у метода максимального правдоподобия. Во-вторых, метод моментов использует не всю доступную информацию в силу своих свойств. В-третьих, данный метод оценки моделей очень чувствителен к базовым (начальным) значениям, которые получаются из оценки RE-моделей, что делает его малоприменимым на практике. Из-за этого и наблюдается такое различие в графиках эф-

фективности. Вероятно, именно потому данный метод не имеет широкого применения в современной литературе по SFA.

В общем, можно сделать вывод о том, что абсолютная неэффективность фирм низка, т.е. фирмы выжимают из своих мощностей почти максимум. Об этом свидетельствуют как значения ошибок неэффективности, так и смещение общего графика остатков. Вместе с тем относительная эффективность фирм не слишком высока, т.е. основная их масса сконцентрирована около 0,5, они вдвое неэффективнее самой лучшей фирмы. Это вполне ожидаемый результат, поскольку бетонная промышленность представлена в основном заводами, технология производства на которых десятилетиями почти не меняется и спрос на продукцию которых неэластичный, а значит, предприниматели не особо стремятся к наибольшей эффективности производства.

## **5. Факторы, влияющие на неэффективность**

Поскольку важно определять не только уровни неэффективности фирм, но и факторы, которыми эта неэффективность определяется, было сделано следующее. Благодаря наличию в базе RUSLANA целого ряда показателей бухгалтерской отчетности решено взять в качестве факторов: себестоимость продукции (общие издержки на производство), задолженность по зарплате и по выплате доходов (фирмы получили достаточно однородными, все располагаются в России, производят одно и то же, имеют полную бухгалтерскую отчетность, поэтому было решено остановиться только на данных показателях). Выбор показателей осуществлялся также исходя из того, чтобы эти факторы не сильно влияли на выпуск (т.е. не были так называемыми пропущенными переменными), но в то же время оказывали существенное влияние на неэффективность и были экономически содержательны. Для всех значений эффективности из всех моделей были построены одинаковые cross-section регрессии, чтобы не потерять сравнимость результатов (некоторые модели не предполагают неэффективность, изменяющуюся со временем).

Можно выделить следующие закономерности. Долг по зарплате и доходам отрицательно влияет на эффективность, а себестоимость продукции — положительно. Все регрессоры значимы на 1%, коэффициент детерминации для таких моделей лежит в пределах от 0,0617 до 0,2092. Однако это вполне логично, ведь объясняемая переменная в таких регрессиях — это техническая неэффективность из основной мо-

дели, а значит, слишком большой  $R^2$  может лишь означать, что данные переменные не будут важными в основной регрессии. В связи с этим вполне резонно возникает вопрос: если авторы находят существенные факторы неэффективности, то не делают ли они ошибки, пропуская тем самым важные переменные в основной модели.

## 6. Заключение

В настоящей работе ставлось две задачи. Первая — сравнить результаты разных моделей для российских данных, протестировать модели, оцененные с помощью метода моментов. Вторая — определить факторы, влияющие на неэффективность. Корреляция результатов моделей очень высока, что согласуется с результатами других исследователей. На общем фоне выделяются FE-модель и МоМ, это легко объясняется рядом их существенных недостатков этих моделей, в силу чего они редко используются на практике. Самые лучшие модели для оценки эффективности бетонной промышленности, на наш взгляд — это модель с четырьмя ошибками (модель 6 из [21]), «True» RE (правда, в интерпретации [19]) и TVD-модель (в виде оригинальной [5]), так как они учитывают тренд и гетерогенность.

Наиболее значимыми факторами неэффективности являются долг по зарплате, долг по доходам и издержки, причем первые два влияют отрицательно, а себестоимость — положительно.

## Источники

1. *Афанасьев М.Ю.* Модель производственного потенциала с управляемыми факторами эффективности // Прикладная эконометрика. 2006. № 4. С. 43–55.

2. *Афанасьев М.Ю., Айвазян С.А.* Оценка экономической эффективности перехода к производственному потенциалу // Прикладная эконометрика. 2009. № 3 (15). С. 74–89.

3. *Бессонова Е.* Оценка эффективности производства российских промышленных предприятий // Прикладная эконометрика. 2007. № 2 (6).

4. *Aigner D., Lovell C.A.K., Schmidt P.* Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models // Journal of Econometrics. 1977. Vol. 6. P. 21–37.

5. *Battese G.E., Coelli T.J.* A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data // Empirical Econometrics. 1995. Vol. 20. P. 335–332.



6. *Battese G.E., Coelli T.J.* Prediction of Firm-level Technical Efficiencies: With a Generalized Frontier Production Function and Panel Data // *Journal of Econometrics*. 1988. Vol. 38. P. 387–399.
7. *Battese G.E., Tessema G.A.* Estimation of Stochastic Frontier Production Functions with Time-varying Parameters and Technical Efficiencies Using Panel Data from Indian Villages // *Econometrics and applied statistics*. 1993. Vol. 9. P. 313–333.
8. *Bauer G.S., Berger A.N., Humphrey D.B.* Efficiency and Productivity Growth in US Banking. Vol. 12. Oxford University Press, 1993. P. 386–413.
9. *Berg S.* Water Utility Benchmarking: Measurement, Methodology, and Performance Incentives. International Water Association, 2010.
10. *Coelli T.J.* An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. 2nd ed. Springer, 2005.
11. *Coelli T.J.* Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis // *Journal of Productivity Analysis*. 1995. Vol. 6. P. 247–268.
12. *Debreu G.* The Coefficient of Resource Utilization // *Journal of the Econometric Society*. 1951. Vol.19. P. 273–292.
13. *Devereux M., Schiantarelli F.* Investment, Financial Factors, and Cash Row: Evidence from U.K. Panel Data // *Empirical Econometrics*. 1990. Vol. 12. P. 306–318.
14. *Farrel M.G.* The Measurement of Productive Efficiency // *Journal of the Royal Statistical Society*. 1957. Vol. 120. P. 97–110.
15. *Greene W.* Distinguishing Between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems // *Econometric and Health Economics*. 2004. Vol. 13. P. 958–990.
16. *Greene W.* *Econometric Analysis*. 7th ed. Prentice Hall, 2008.
17. *Greene W.* Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model // *Journal of Econometrics*. 2005. Vol. 126. P. 269–303.
18. *Jondrow J., Lovell C.A.K., Materov I.S., Schmidt P.* On the Estimation of Technical Inefficiency in Stochastic Frontier Production Function Model // *Journal of Econometrics*. 1982. Vol. 19. P. 233–239.
19. *Kim J.W., Lee J.Y.* Sources of Productive Efficiency: International Comparison of Iron and Steel Firms // *Resources Policy*. 2006. Vol. 31. P. 239–246.
20. *Kumbhakar S.C., Heshmati A., Hjalmarsson L.* Efficiency of the Swedish Pork Industry: A Farm Level Study Using Rotating Panel Data 1978–1988 // *European Journal of Operational Research*. 1995. Vol. 180. P. 519–533.
21. *Kumbhakar S.C., Lien G.D., Hardaker J.B.* Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming // *Applied Economics*. 2011. Vol. 12. P. 218–232.

22. *Kumbhakar S.C., Lovell C.A.K.* Stochastic Frontier Analysis. Cambridge University Press, 2000.

23. *Mundlak Y., Butzer R., Larson D.F.* Heterogeneous Technology and Panel Data: The Case of the Agricultural Production Function. World Bank Policy Research Working Paper No. 4536. 2011.

24. *Revoredo-Giha C., Milne C.E., Lea P.E., Cho W.J.* Efficiency of Scottish Farms: A Stochastic Cost Frontier Analysis // Empirical Econometrics. 2009. Vol. 10. P. 40–57.

25. *Styrin K.A.* What Explains Differences in Efficiency Across Russian Banks? // Economics Education and Research Consortium Russian and CIS. Final Report. 2005.

26. *Talluri S.* Data Envelopment Analysis: Models and Extensions // Decision Line. May. 2000. Vol. 31. No. 3. P. 8–11.

27. *Talluri S., Sarkis J.* A Decision Model for Evaluation of Flexible Manufacturing Systems in the Presence of Both Cardinal and Ordinal Factors // International Journal of Production Research. 1999. Vol. 37. P. 2927–2938.

28. *Wang H.-J., Chen Yi-Yi.* A Method of Moments Estimator for a Stochastic Frontier Model with Errors in Variables // Economic Letters. 2004. Vol. 85. P. 221–228.

29. *Wang H.-J., Ho C.-W.* Estimating Fixed-effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation // Journal of Econometrics. 2010. Vol. 157. P. 286–296.

30. *Wang W.S., Schmidt P.* On the Distribution of Estimated Technical Efficiency in Stochastic Frontier Models // Journal of Econometrics. 2009. Vol. 148. P. 36–45.

© Малахов Д.И., 2013

**Е.С. Малков**

Научный

руководитель —

С.Э. Пекарский

Кафедра

макрэкономического

анализа

# Влияние «robo-signing» на интенсивность проведения нетрадиционной монетарной политики в условиях финансового кризиса

---

Данная работа посвящена изучению влияния, которое оказывает недобросовестное поведение американских банков, выражающееся в автоматическом подписании документов («robo-signing»), на экономику, а также на нетрадиционную монетарную политику в период финансового кризиса. Анализ проводится с помощью динамической стохастической модели общего равновесия. Автор приходит к выводу о том, что недобросовестность банков усугубляет последствия финансового кризиса и тем самым вынуждает ФРС интенсивнее проводить нетрадиционную монетарную политику.

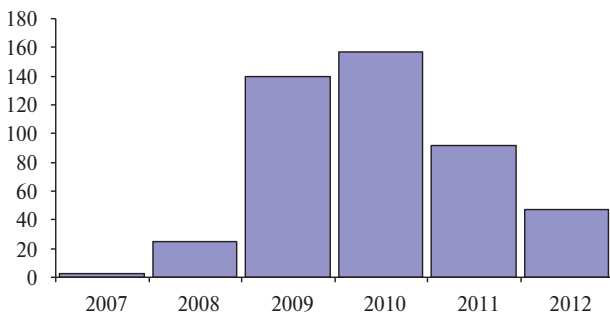
## Введение

В начале февраля 2012 г. пять крупнейших банков США — Bank of America, JP Morgan Chase, Citigroup, Wells Fargo и Ally Financial — и американское правительство достигли соглашения о том, что данные банки обязаны выплатить 25 млрд долл. домохозяйствам, которые пострадали от нарушений, допущенных при отчуждении имущества<sup>1</sup>. Наиболее ярким примером выявления ненадлежащего исполнения банками своих функций является скандал с «robo-signing»<sup>2</sup>, начавшийся в период финансового кризиса осенью 2010 г. Суть данного скан-

---

<sup>1</sup> См.: Investors.com. 09.02.2012. Foreclosure Abuse Settlement Reached By States, Banks.

<sup>2</sup> Коммерсантъ.ru. 09.02.2012. Банкиры раскошелятся перед выборами.



**Рис. 1.** Распределение количества закрытых банков в США по годам, 2007 г. — октябрь 2012 г.

*Источник:* Federal Deposit Insurance Corporation (расчеты автора).

дала заключалась в том, что работники крупнейших банков США, в чьи обязанности входили обслуживание ипотечных кредитов и подготовка документов на изъятие имущества неплательщиков, очень часто подписывали данные документы без прочтения. В результате только в Bank of America было выявлено более 100 тыс. случаев, когда процедура отчуждения жилья проводилась с нарушениями: отсутствовали необходимые документы, информация о жилье и платежная история по нему не соответствовали друг другу, в документах не были поставлены некоторые подписи. Таким образом, многие домохозяйства лишились своего жилья необоснованно. По оценкам, в совокупности число таких домохозяйств составляет около 750 тыс. Учитывая масштабность события, следует признать, что вышеописанная ситуация повлияла на последствия кризиса для США. Сходного мнения придерживаются Акерлоф и Шиллер [3], отмечая, что недобросовестность играет не последнюю роль в экономических колебаниях.

Помимо этого финансовый кризис 2007–2009 гг. сопровождался ростом числа закрытых банков. Рисунок 1 демонстрирует количество закрытых в США банков с момента начала кризиса и до конца октября 2012 г. Основными причинами прекращения деятельности финансовых учреждений являются финансовая несостоятельность или нарушение законов, регулирующих банковскую деятельность.

Мировой финансовый кризис 2007–2009 гг. оказал существенное негативное влияние на состояние экономик большого числа стран: как развитых, так и развивающихся. В сложившихся условиях цент-

ральные банки многих государств были вынуждены проводить нетрадиционную монетарную политику. Это было связано с невозможностью использования традиционного инструмента — учетной ставки процента, которая приблизилась к нулевому уровню. Вплоть до 2007 г. у центральных банкиров практически не было ориентиров в проведении такой политики. Единственным известным примером являлся опыт Японии в начале нынешнего столетия с ее политикой количественного ослабления — одним из видов нетрадиционной монетарной политики.

Цель данной работы заключается в изучении с помощью DSGE-модели последствий «robo-signing» для экономики с количественной и качественной точек зрения. Влияние «robo-signing» происходит через дополнительный трансмиссионный механизм, связанный с изменением финансового рычага финансовых посредников в период кризиса. В качестве примера рассмотрено проведение нетрадиционной монетарной политики в США. Научная новизна и актуальность данной работы состоят в том, что влияние «robo-signing» до сих пор не изучено ни в одном из научных исследований по экономике (автор смог найти лишь несколько статей, касающихся этого вопроса, однако в них рассматриваются юридические аспекты). Причина в том, что второй этап «robo-signing» — выплата компенсаций домохозяйствам — произошел лишь в начале 2012 г. При построении модификации базовой модели Гертлера и Каради [14] помимо «robo-signing» учитывается и отмеченная выше характерная черта финансового кризиса 2007–2009 гг. — рост количества закрытых банков в США. Модифицированная модель включает два этапа «robo-signing» — процесс незаконного отчуждения банками имущества домохозяйств и процесс выплаты ими компенсаций домохозяйствам. Проверяется гипотеза о том, что «robo-signing» оказывает влияние на степень интенсивности проведения нетрадиционной монетарной политики. Важным нововведением является то, что доля активов домохозяйств, которая может быть незаконно изъята финансовыми посредниками, становится эндогенной величиной.

## **1. Теория и практика нетрадиционной монетарной политики**

Изучение нетрадиционной монетарной политики — сравнительно новое направление в научной литературе. В работе Гарсия-Чикко [13] нетрадиционная монетарная политика определяется как любое откло-

нение от правила Тейлора [25]. Клюев и др. [21] в качестве мер нетрадиционной монетарной политики выделяют следующие:

- обещание поддержания процентных ставок на низком уровне;
- обеспечение финансовых институтов ликвидностью;
- покупка долгосрочных казначейских ценных бумаг;
- прямое вмешательство в ослабленные кредитные рынки.

В целом данные меры сходны с теми, о которых говорил в своем выступлении глава ФРС Бен Бернанке [4].

Существует ряд причин (помимо снижения ставки процента до нулевого уровня), по которым центральным банкам ряда стран пришлось прибегать к нетрадиционным мерам. Клюев и др. [21] говорят о том, что переориентацию на нетрадиционную монетарную политику стимулировали повышенные процентные спреды и плохое функционирование кредитных рынков. Достаточно часто в связи с рассматриваемой темой употребляются понятия кредитного ослабления (*credit easing*) и количественного ослабления (*quantitative easing*). В случае кредитного ослабления центральные банки предоставляют займы напрямую частному сектору. Такая политика проводилась Федеральной резервной системой США. В случае количественного ослабления происходит таргетирование избыточных резервов коммерческих банков путем покупки государственных облигаций. Такова была политика в Японии в промежутки между 2001 и 2006 г. Бернанке [4] отмечает, что количественное ослабление ориентировано прежде всего на размер баланса центрального банка, а кредитное ослабление — на его структуру.

Ряд работ, посвященных нетрадиционной монетарной политике, написал с различными соавторами Марк Гертлер. Гертлер и Каради [14] включили в модель *DSGE* финансовых посредников, которые сталкиваются с эндогенными ограничениями возможности увеличивать объем активов. Данная модель является базовой для настоящей работы. Как показал недавний кризис, финансовые посредники являются очень значимыми агентами в реальной экономике, а не просто искусственной надстройкой, необходимой для объяснения разного рода трансмиссионных механизмов. Гертлер и Киотаки [15] включили в свою модель межбанковский рынок. В период последнего финансового кризиса работа рынка межбанковских кредитов была серьезно нарушена, поэтому авторы решили исследовать влияние подобных проблем. Работа Гертлера и др. [16] содержит некоторые идеи, которые высказывались в качестве потенциальных перспектив для дальнейших исследований в предыдущих работах данных авторов. В частности,

доля средств, которая может быть изъята финансовыми посредниками у домохозяйств, выводится эндогенно. Критика данной статьи содержится в разд. 3 настоящей работы.

Следует отметить, что существует достаточное количество направлений дальнейших исследований. В частности, работа Адам и Билли [2] оставила открытым вопрос о роли фискальной политики в снижении потерь благосостояния, ставших результатом того, что процентные ставки достигли нулевой отметки.

## 2. Модель

В качестве базовой модели была выбрана модель Гертлера и Каради [14]. Одна из главных причин такого выбора в том, что данная модель учитывает ключевые особенности финансового кризиса 2007–2009 гг. Финансовый сектор в модели введен с помощью финансовых посредников (банков).

Кризис в модели характеризуется шоком качества капитала. Во время финансового кризиса 2007–2009 гг. качество многих ценных бумаг действительно снизилось. Как следствие, обесценились ипотечные ценные бумаги, которые занимали значительную долю активов финансовых посредников. В таких условиях рецессия наступает вследствие того, что из-за снижения стоимости активов уменьшаются балансы банков и снижается совокупный объем выдаваемых кредитов. Проблемы в процессе кредитования приводят к недофинансированию производства. Подробное описание модели читателям предлагается посмотреть непосредственно в работе [14]. В данной статье внимание сосредоточено на финансовом секторе.

В экономике функционирует пять типов экономических агентов:

- домохозяйства;
- финансовые посредники;
- производители конечных товаров;
- производители промежуточной продукции;
- производители капитала.

Центральный банк проводит два вида монетарной политики: традиционную и нетрадиционную. Традиционная монетарная политика, характерная для «нормальных» времен (без кризиса), описывается правилом Тейлора со сглаживанием ставки процента:

$$i_t = (1 - \rho)[i + \kappa_\pi \pi_t + \kappa_y (\log Y_t - \log Y_t^*)] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где  $i_t$  — чистая номинальная ставка процента;  
 $i$  — значение номинальной ставки процента в стационарном состоянии;  
 $Y_t^*$  — потенциальный уровень выпуска;  
 $\rho$  — параметр сглаживания,  $\rho \in (0; 1)$ ;  
 $\varepsilon_t$  — шок монетарной политики. Во время кризиса центральный банк не сглаживает процентную ставку, т.е.  $\rho = 0$ .

В период кризиса центральный банк начинает проводить нетрадиционную монетарную политику, становясь финансовым посредником. Кризис в модели характеризуется резким увеличением кредитных спредов. Степень вмешательства центрального банка определяется их изменениями. Правило нетрадиционной монетарной политики выглядит следующим образом:

$$\psi_t = \psi + \iota E_t [(\log R_{k,t+1} - \log R_{k,t}) - (\log R_k - \log R)], \quad (2)$$

где  $\psi$  — значение доли средств, которая предоставляется нефинансовым фирмам центральным банком, в стационарном состоянии;  
 $(\log R_k - \log R)$  — значение кредитного спреда в стационарном состоянии;

$\iota$  — параметр чувствительности политики центрального банка к колебаниям кредитного спреда. Согласно правилу нетрадиционной монетарной политики центральный банк увеличивает степень его посредничества при росте кредитного спреда относительно его стационарного значения. Финансирование посредничества центрального банка осуществляется с помощью выпуска государственных облигаций.

Финансовые посредники в модели отражают весь банковский сектор. Они привлекают средства от домохозяйств в виде депозитов и передают их нефинансовым фирмам.

Баланс каждого финансового посредника  $j$  выглядит следующим образом:

$$Q_t S_{jt} = N_{jt} + B_{j,t+1}, \quad (3)$$

где  $N_{jt}$  — это размер собственных средств банка  $j$ ;  
 $B_{j,t+1}$  — объем депозитов, получаемых от домохозяйств. На средства, имеющиеся в его распоряжении, банк приобретает  $S_{jt}$  ценных бумаг нефинансовых фирм по цене  $Q_t$  за каждую.

Домохозяйства, сберегая средства на депозитах в банках, получают доходность  $R_{k,t+1}$  в период  $t + 1$ . Для финансовых посредников это из-



держки привлечения и хранения депозитов. Вместе с тем активы, находящиеся в их распоряжении, приносят доходность  $R_{kt+1}$ . Таким образом, динамика собственных средств определяется разницей между доходами от активов и выплатами по обязательствам:

$$N_{jt+1} = R_{kt+1} Q_t S_{jt} - R_{t+1} B_{jt+1} = (R_{kt+1} - R_{t+1}) Q_t S_{jt} + R_{t+1} N_{jt}. \quad (4)$$

Пусть  $\beta^i \Lambda_{t,t+i}$  — это стохастический дисконт-фактор, приводящий доходы банкира в периоде  $t+i$  к периоду  $t$ . Для того чтобы банк продолжал функционировать, необходимо, чтобы дисконтированные доходы от предоставления кредитов нефинансовым фирмам были не меньше дисконтированных расходов, связанных с обслуживанием депозитов домохозяйств:

$$E_t \beta^i \Lambda_{t,t+i} (R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) \geq 0, \quad i \geq 0. \quad (5)$$

Задача финансового посредника  $j$  заключается в максимизации ожидаемой приведенной величины собственных средств:

$$\begin{aligned} V_{jt} &= \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta) \theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+i} (N_{jt+i}) = \\ &= \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta) \theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) Q_{t+i} S_{jt+i} + R_{t+1+i} N_{jt+i}]. \end{aligned} \quad (6)$$

Для того чтобы финансовый посредник не мог до бесконечности расширять объем кредитования нефинансовых фирм, привлекая все больше средств от домохозяйств, вводится ограничение на размер привлекаемых депозитов. Предполагается, что существует проблема морального риска: в начале каждого периода банкир может повести себя оппортунистически и вывести долю имеющихся в распоряжении активов  $\lambda$ . Таким образом, моделируется первый этап «robo-signing»: в результате неправомερных действий банков домохозяйства лишаются части своих активов. «Украденные» деньги финансовый посредник передает своему домохозяйству. В случае банкротства финансового посредника домохозяйства смогут вернуть лишь долю  $1 - \lambda$  от вложенных средств. Долю  $\lambda$  вернуть невозможно, поскольку это связано с большими издержками. В результате получается неравенство, отражающее тот факт, что домохозяйства будут предоставлять средства финансовым посредникам в виде депозитов только в случае, если честное поведение будет не менее выгодным, чем оппортунистическое:

$$V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt}. \quad (7)$$

(7) — это ограничение совместимости по стимулам.

Благополучие финансовых посредников  $V_{jt}$  иначе можно выразить как:

$$V_{jt} = v_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt}, \quad (8)$$

где

$$v_t = E_t \{ (1 - \theta) \beta \Lambda_{t,t+1} (R_{kt+1} - R_{t+1}) + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta x_{t,t+1} v_{t+1} \}, \quad (9)$$

$$\eta_t = E_t \{ (1 - \theta) \beta \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta z_{t,t+1} \eta_{t+1} \}. \quad (10)$$

Определим темп прироста активов с периода  $t$  до  $t+i$  как  $x_{t,t+i} \equiv \frac{Q_{t+i} S_{jt+i}}{Q_t S_{jt}}$ , а темп прироста собственных средств финансово-го посредника соответственно как  $z_{t,t+i} \equiv \frac{N_{jt+i}}{N_{jt}}$ .  $v_t$  — это ожидаемый дисконтированный предельный доход финансового посредника от увеличения активов  $Q_t S_{jt}$  на единицу при постоянном значении собственных средств  $N_{jt}$ , а  $\eta_t$  — ожидаемый предельный доход от увеличения собственных средств на единицу при сохранении величины активов на постоянном уровне.

Учитывая (8), ограничение совместимости по стимулам теперь записывается как:

$$\eta_t N_{jt} + v_t Q_t S_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt}. \quad (11)$$

Для случая связывающего ограничения:

$$Q_t S_{jt} = \frac{\eta_t}{\lambda - v_t} N_{jt} = \phi_t N_{jt}, \quad (12)$$

где  $\phi_t$  — это финансовый рычаг, который является отношением активов, имеющих в распоряжении финансовых посредников, к объему собственных средств. При постоянном объеме собственных средств  $N_{jt}$  стимулы банкиров вести себя оппортунистически увеличиваются при увеличении объема активов  $S_{jt}$ . Уравнение (12) задает ограничение на размер финансового рычага: он не может быть выше того уровня, при котором выгоды оппортунистического поведения равны его издержкам. Иными словами, агентская проблема приводит к эндо-

генному ограничению возможности финансового посредника увеличивать объем активов.

Для получения совокупного спроса финансовых посредников на активы необходимо агрегировать спросы всех финансовых посредников:

$$Q_t S_t = \phi_t N_t, \quad (13)$$

где  $S_t$  — совокупный спрос финансовых посредников на активы, а  $N_t$  — совокупный объем собственных средств финансовых посредников. В равновесии колебания  $N_t$  будут приводить к изменению спроса финансовых посредников на активы. Во время кризиса происходит резкое сокращение собственных средств банкиров.

Нетрадиционные меры монетарной политики подразумевают прямое вмешательство центрального банка в деятельность финансовых рынков: он начинает функционировать как финансовый посредник, напрямую предоставляя средства нефинансовым фирмам. Совокупный объем средств, предоставляемых центральным банком нефинансовым фирмам, обозначается как  $Q_t S_{gt}$ . Подобную политику можно интерпретировать как покупку ценных бумаг высокого качества, которую проводила ФРС. Такими бумагами являются, например, долговые обязательства агентств или обеспеченные ценные бумаги под гарантией ипотечных агентств.

Совокупный объем кредитов, выданных нефинансовым фирмам, включает кредиты, выданные частными финансовыми посредниками ( $Q_t S_{pt}$ ) и центральным банком ( $Q_t S_{gt}$ ):

$$Q_t S_t = Q_t S_{pt} + Q_t S_{gt}. \quad (14)$$

Проводя нетрадиционную монетарную политику, центральный банк продает государственные облигации с безрисковой доходностью  $R_{t+1}$  домохозяйствам. Полученные средства он в виде кредитов предоставляет нефинансовым фирмам по рыночной ставке  $R_{kt+1}$ .

Посредничество центрального банка имеет как выгоды, так и издержки. Выгоды заключаются в том, что, во-первых, он в отличие от частных финансовых посредников не ведет себя оппортунистически, а во-вторых, его баланс не ограничен.

В то же время посредничество центрального банка связано с издержками эффективности  $\tau$  на единицу предоставленных средств. Данные издержки могут быть проинтерпретированы как издержки,

связанные с поиском подходящих заемщиков среди нефинансовых фирм.

Центральный банк предоставляет долю  $\psi_t$  от совокупного объема кредитов, выдаваемых нефинансовым фирмам:

$$Q_t S_{gt} = \psi_t Q_t S_t. \quad (15)$$

Учитывая (13) и (15), перепишем (14) в следующем виде:

$$Q_t S_t = \phi_t N_t + \psi_t Q_t S_t = \phi_{ct} N_t, \quad (16)$$

где  $\phi_{ct}$  — это рычаг всей финансовой системы. Функционально он зависит от переменных  $\psi_t$  и  $\phi_t$  как:

$$\phi_{ct} = \frac{1}{1 - \psi_t} \phi_t. \quad (17)$$

Рычаг финансовой системы положительно зависит от степени посредничества центрального банка  $\psi_t$  (интенсивности проводимой нетрадиционной монетарной политики). Следовательно, последний своими действиями может влиять на рычаг финансовой системы и бороться, тем самым, с последствиями финансового кризиса.

### 3. Дополнительный трансмиссионный механизм

Модель Гертлера и Каради [14] не учитывает ряд особенностей, характерных для финансового кризиса 2007–2009 гг. В настоящей работе представлена модификация данной модели с учетом того, что ряд крупных американских банков выплатил компенсации домохозяйствам, потерявшим свое имущество в результате оппортунистического поведения этих банков (второй этап «robo-signing»), а также того, что период кризиса был отмечен ростом числа закрытых банков в США.

В ряду возможных перспектив дальнейшего расширения своей модели Гертлер и Киотаки [15] предлагают ввести дополнительный трансмиссионный механизм, через который проблемы в финансовом секторе передаются на реальный сектор экономики. Негативное влияние распространяется посредством сжатия финансовых рычагов финансовых посредников. Одним из способов включения этого механизма в модель является определение эндогенной доли средств, которая может быть отчуждена финансовыми посредниками у домохозяйств.

Повышение данного показателя в период кризиса будет приводить к сокращению финансового рычага. В настоящей работе модель Гертлера и Каради [14] расширена путем включения указанного трансмиссионного механизма.

Гертлер и Киотаки решили включить данную опцию в одну из своих моделей [16]. Гертлер и др. вводят долю средств, которая может быть отчуждена финансовыми посредниками, как  $\Theta(x_t) = \theta \left( 1 + \varepsilon x_t + \frac{\kappa}{2} x_t^2 \right)$ , где  $x_t = \frac{q_t e_t}{Q_t s_t}$  — доля активов банка, профинансированных акциями.

Недостатком данной гипотезы является отсутствие микроэкономических обоснований. Для моделей DSGE это достаточно серьезное упущение.

В модифицированной версии базовой модели доля средств, которую домохозяйства могут потерять в результате оппортунистического поведения финансовых посредников, является эндогенной и выводится из микроэкономических обоснований. Предполагается, что включение в модель дополнительного трансмиссионного механизма усилит негативное влияние проблем в финансовом секторе на реальный сектор, поскольку наряду с уменьшением собственных средств финансовых посредников  $N_{jt}$  будет уменьшаться и финансовый рычаг  $\phi$ , что приведет к более сильному сокращению баланса.

В базовой модели действует следующий трансмиссионный механизм. Шок качества капитала приводит, во-первых, к снижению эффективного запаса капитала, что снижает стоимость активов. Во-вторых, уменьшается величина собственных средств финансовых посредников, что ведет к снижению спроса на активы и, как следствие, их стоимости. В итоге совокупный объем выданных в экономике кредитов уменьшается, что негативно влияет на реальный сектор экономики.

Новый трансмиссионный механизм подразумевает следующее: в результате негативного шока качества капитала увеличивается доля активов, которая может быть отчуждена финансовыми посредниками у домохозяйств. Гертлер и Киотаки [15] связывают это либо с тем, что снижение качества делает активы относительно более специфичными для заемщиков, либо с тем, что снижается эффективность финансового рынка: чем она ниже, тем меньше вероятность, что кредитор сможет полностью вернуть средства, которые он давал в долг. Изменение данной доли влияет на ограничение совместимости по стимулам

финансового посредника, которое задает максимальный размер его финансового рычага. Финансовый рычаг уменьшается, что приводит к еще более сильному ограничению возможности финансового посредника увеличивать объем активов. В результате при любом уровне собственных средств финансовые посредники могут предоставлять меньше кредитов нефинансовым фирмам. Снижение совокупного объема кредитования приводит к недофинансированию производства и негативному влиянию на реальный сектор экономики. Йерманн и Квадрини [18] используют похожий механизм для описания проблем в финансовом секторе.

В базовой модели финансовый посредник мог вести себя честно, и в этом случае его благосостояние составляло  $V_{jt}$ , или оппортунистически, когда он изымал долю активов  $\lambda$  и получал  $\lambda Q_t S_{jt}$ . В результате домохозяйства не могли вернуть себе часть сбережений, которые они хранили у финансовых посредников.

Как показала реальная жизнь, в период последнего финансового кризиса домохозяйства действительно лишились доли своего имущества вследствие незаконного поведения банков. Однако финансовые посредники не остались безнаказанными: им пришлось выплатить компенсацию за свои действия. Часть банков, которые нарушали законы, регулирующие банковскую деятельность, что приводило к нанесению ущерба домохозяйствам, были закрыты. Таким образом, если финансовый посредник ведет себя оппортунистически, то у него есть две стратегии:

- выплатить домохозяйствам компенсацию в размере  $F_t$ , что позволит ему продолжить свою деятельность. В этом случае богатство финансового посредника составляет  $\lambda Q_t S_{jt} - F_t + V_{jt}$ ;

- не выплачивать домохозяйствам компенсацию. В этом случае банкир забирает  $\lambda Q_t S_{jt}$  (резервное богатство), и регулирующие органы закрывают банк. Домохозяйство, как владелец, продает его по ликвидационной стоимости  $\xi_t V_{jt}$ .

$\xi_t V_{jt}$  — ликвидационная стоимость банка. В период кризиса негативный шок качества капитала приводит к ее снижению.

В соответствии с поведением финансового посредника домохозяйство получает следующие виды компенсации:

- если финансовый посредник платит штраф, то домохозяйство получает  $F_t$ ;

- если финансовый посредник не платит штраф, то домохозяйство получает ликвидационную стоимость  $\xi_t V_{jt}$  (резервная компенсация).

Размер компенсации определяется из взаимодействия финансово-го посредника и домохозяйства:

$$\max_{F_t} \left\{ \left( \pi_t^{FI} - \bar{\pi}_t^{FI} \right)^\vartheta \left( \pi_t^H - \bar{\pi}_t^H \right)^{1-\vartheta} \right\}, \quad (18)$$

где  $\vartheta$  — переговорная сила финансовых посредников;

$\pi_t^{FI}$  — богатство финансового посредника в случае выплаты штрафа;

$\bar{\pi}_t^{FI}$  — резервное богатство финансового посредника;

$\pi_t^H$  — компенсация домохозяйства;

$\bar{\pi}_t^H$  — резервная компенсация домохозяйства.

В данном случае моделируется второй этап «robo-signing» — выплата компенсаций домохозяйствам финансовыми посредниками.

Учитывая принятые обозначения, игра выглядит следующим образом:

$$\max_{F_t} \left\{ \left( V_{jt} - F_t \right)^\vartheta \left( F_t - \xi_t V_{jt} \right)^{1-\vartheta} \right\}. \quad (19)$$

Решение игры приводит к определению величины компенсации:

$$F_t = V_{jt} \left( 1 - \vartheta (1 - \xi_t) \right). \quad (20)$$

Ограничение совместимости по стимулам, с учетом введения штрафов для финансовых посредников, теперь принимает вид:

$$V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} - F_t + V_{jt}. \quad (21)$$

Подставим (20) в формулу (21):

$$V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} + V_{jt} - V_{jt} \left( 1 - \vartheta (1 - \xi_t) \right). \quad (22)$$

Перегруппировав слагаемые, получаем модифицированное ограничение совместимости по стимулам:

$$V_{jt} \geq \Psi_t Q_t S_{jt}, \quad (23)$$

где  $\Psi_t = \frac{\lambda}{1 - \vartheta(1 - \xi_t)}$  — это выражение для доли активов, которую требуют домохозяйства в результате ненадлежащего исполнения обязательств финансовыми посредниками с учетом выплаты последними компенсаций.

Нам удалось получить выражение для доли активов, которую изымают финансовые посредники. Как говорилось в работе Гертлера и Киотаки [15], она отрицательно зависит от качества капитала, т.е. в кризис банки начинают незаконно отчуждать большее количество средств (что, опять-таки, наблюдалось на практике).

Формула (11), выражающая ограничение совместимости по стимулам, принимает теперь следующий вид:

$$\eta_t N_{jt} + v_t Q_t S_{jt} \geq \Psi_t Q_t S_{jt}. \quad (24)$$

Перегруппировав слагаемые, получим модифицированный вариант формулы (12):

$$Q_t S_{jt} = \frac{\eta_t}{\Psi_t - v_t} N_{jt} = \phi_t N_{jt}. \quad (25)$$

Выражение для финансового рычага принимает следующий вид:

$$\phi_t = \frac{\eta_t}{\Psi_t - v_t}. \quad (26)$$

Финансовый рычаг отрицательно зависит от доли средств, которые незаконно может изъять банк. В связи с этим увеличение данной доли в период кризиса приводит к сокращению финансового рычага финансовых посредников. Вместе с тем уменьшается и финансовый рычаг всей финансовой системы  $\phi_{ct}$ , который положительно зависел от рычага банков.

#### 4. Симуляция кризиса

В целом все параметры, использованные в базовой модели Гертлера и Каради [14], откалиброванной для США, сохранились и в модифицированной модели. Следует отметить лишь два изменения.

1. Параметр  $\lambda$ , обозначающий долю капитала, которую может «украсть» финансовый посредник в случае, если не предусмотрена выплата компенсаций (базовая модель), теперь принимает значение 0,1905. Данное значение подобрано таким образом, чтобы начальное значение переменной  $\Psi_t$ , обозначающей долю активов, которую теряют домохозяйства в результате ненадлежащего исполнения обязательств финансовыми посредниками в случае выплаты компенсаций, соответствовало значению параметра  $\lambda$  в базовой модели, т.е. 0,381.



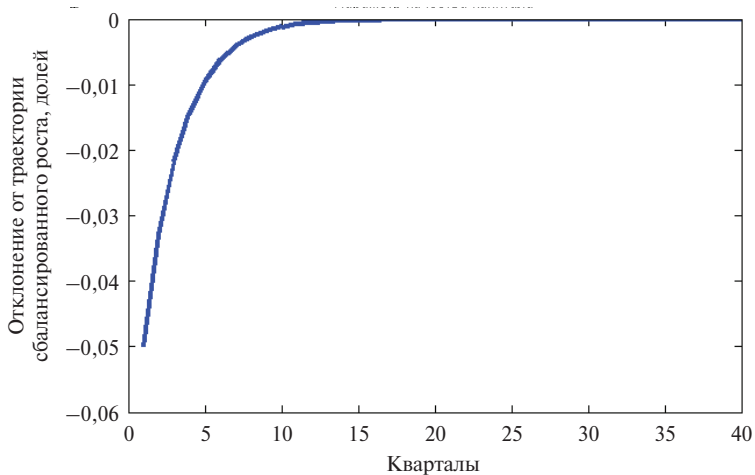
2. Параметр  $\vartheta$ , обозначающий переговорную силу финансового посредника, составляет 0,5. Предполагается, что домохозяйства и финансовые посредники имеют одинаковую переговорную силу. Варьирование данного показателя продемонстрировало устойчивость полученных результатов.

В настоящей работе кризис представлен негативным шоком качества капитала. Рассматривается динамика следующих экономических переменных: потребление ( $C_t$ ), выпуск ( $Y_t$ ), инвестиции ( $I_t$ ), капитал ( $K_t$ ), параметр качества капитала ( $\xi_t$ ), доля кредитов, выданных центральным банком ( $\psi_t$ ), цена облигаций нефинансовых фирм ( $Q_t$ ), кредитный спред ( $R_{kt+1} - R_{t+1}$ ) и доля активов, которой лишаются домохозяйства в результате ненадлежащего исполнения обязательств финансовыми посредниками ( $\Psi_t$ ). Рассматривается как базовая модель с разными степенями вмешательства центрального банка ( $\iota = 0$  — отсутствие вмешательства/стандартная монетарная политика,  $\iota = 10$  — умеренное вмешательство/умеренная нетрадиционная монетарная политика,  $\iota = 100$  — сильное вмешательство/«сильная» нетрадиционная монетарная политика), так и модифицированная. Ожидается, что учет дополнительного трансмиссионного механизма усугубит негативное воздействие шока качества капитала. Аналогичная идея высказывалась Гертлером и Киотаки [15].

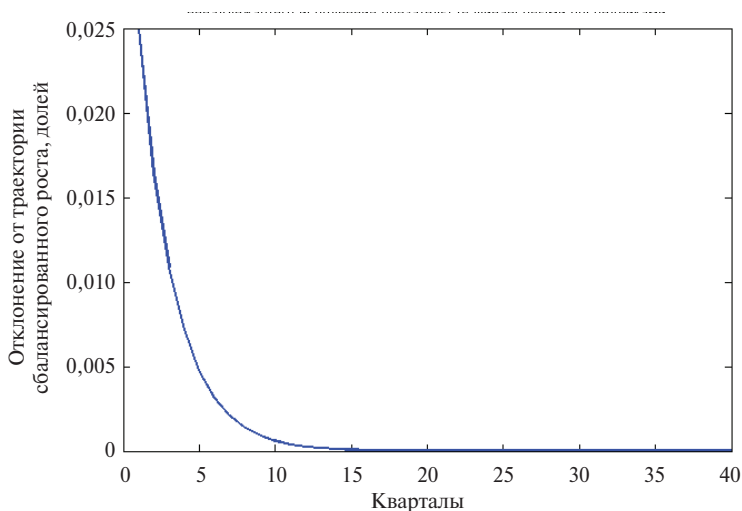
Шок качества капитала представляет собой процесс AR(1) с авторегрессионным фактором, равным 0,66. Гертлер и Каради [14] предположили, что качество капитала снижается на 5%. Динамика показателя качества капитала  $\xi_t$  представлена на рис. 2.

В период кризиса в ответ на негативное изменение качества капитала наблюдается увеличение доли активов, которая отчуждается финансовыми посредниками у домохозяйств, —  $\Psi_t$ . В условиях менее эффективных финансовых рынков банки начинают вести себя оппортунистически в большей мере. Иллюстрация данного явления представлена на рис. 3.

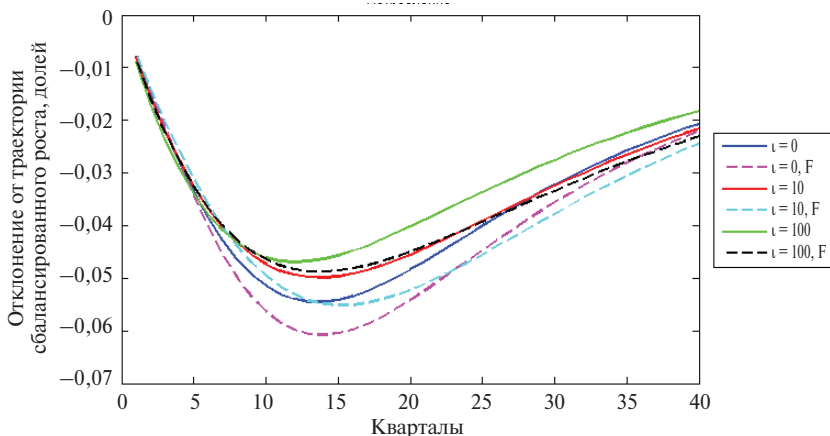
Рисунок 4 демонстрирует динамику потребления в течение 10 лет в ответ на шок качества капитала. На оси ординат отложено отклонение фактической величины потребления от величины потребления на траектории сбалансированного роста. Литера F обозначает включение в модель опции, при которой финансовые посредники выплачивают компенсации (модифицированная модель). График показывает, что учет дополнительного трансмиссионного механиз-



**Рис. 2.** Динамика показателя качества капитала в ответ на шок



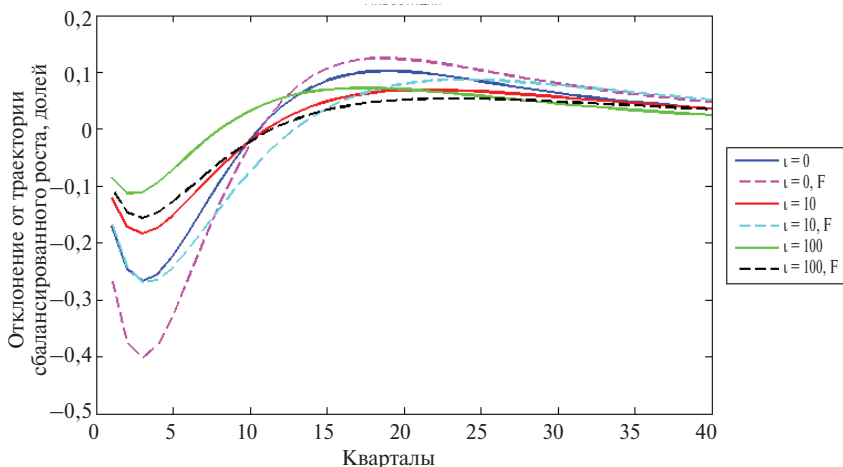
**Рис. 3.** Динамика доли активов, которой лишаются домохозяйства в результате ненадлежащего исполнения обязательств финансовыми посредниками



**Рис. 4.** Динамика потребления в ответ на шок качества капитала

ма действительно усиливает негативное воздействие шока качества капитала при разных видах вмешательства центрального банка. Все количественные сравнения базовой и модифицированной моделей будут приведены в завершении данного раздела в табл. 1. Следует отметить два момента. Во-первых, потребление достигает своей минимальной точки только спустя 3–4 года, что является следствием наличия у домохозяйств привычек в потреблении. Во-вторых, хотя в случае выплаты компенсаций финансовыми посредниками спад в потреблении при отсутствии вмешательства центрального банка максимален, возвращение к стационарному уровню происходит более быстрыми темпами, чем при наличии какого-либо вмешательства. В связи с этим центральный банк должен выбирать: если он не хочет допустить сильного спада, то придется прибегнуть к нетрадиционным мерам, которые, в свою очередь, связаны с издержками эффективности; если он хочет, чтобы потребление быстрее вернулось на начальный уровень, при том что этому будет предшествовать сильный спад, то вмешиваться не стоит. Ответ на вопрос, какой вариант следует выбрать, зависит в том числе и от размеров издержек эффективности.

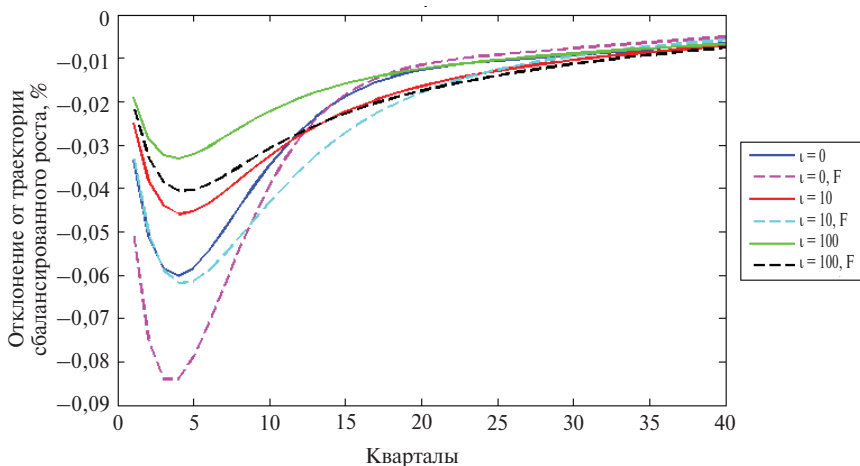
Рисунок 5 демонстрирует динамику инвестиций с момента наступления кризиса. Следует отметить, что первоначальный спад в их объеме значительно сильнее, чем в случае потребления. Это подтверждает



**Рис. 5.** Динамика инвестиций в ответ на шок качества капитала

наблюдение о том, что инвестиции являются самой волатильной частью выпуска. Вновь можно увидеть, что включение дополнительного трансмиссионного механизма приводит к усилению воздействия кризиса. В реальной жизни ФРС проводила нетрадиционную монетарную политику, которую в рамках данной модели мы называем умеренной (т.е.  $\iota = 10$ ). Согласно модели с включением «robo-signing» при политике, не превышающей по интенсивности умеренную ( $\iota \in [0; 10]$ ), инвестиции снизятся на величину от 26 до 40%. Базовая модель дает оценки от 18 до 26%. В действительности в США объем инвестиций упал на 35,9%. Следовательно, можно выдвинуть гипотезу о том, что базовая модель недооценивает последствия кризиса.

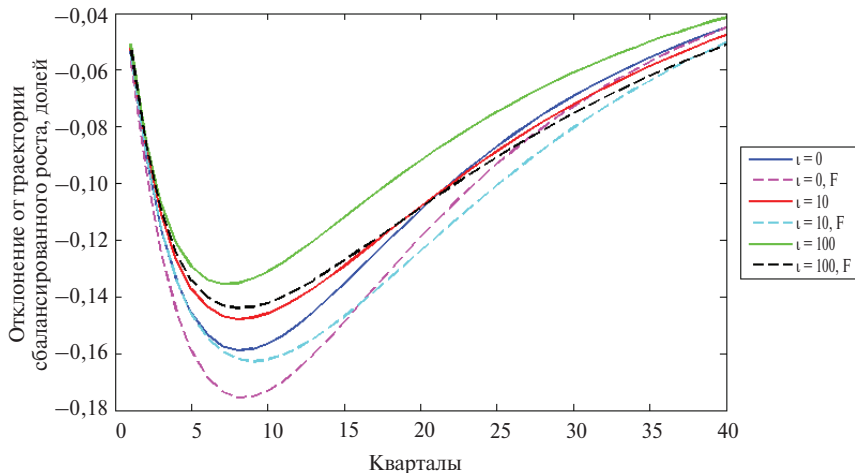
Динамика выпуска в ответ на кризис представлена на рис. 6. В данном случае перед центральным банком стоит такая же дилемма, как и в случае с потреблением: либо не вмешиваться и при этом допустить сильный спад с последующим более быстрым восстановлением, либо провести нетрадиционную монетарную политику, понеся при этом издержки эффективности, но не допустив падения выпуска. Согласно модифицированной модели при умеренной политике выпуск за год падает чуть более чем на 6%. Согласно базовой модели спад составляет около 4,5%. В действительности падение реального ВВП США составило около 4,7%.



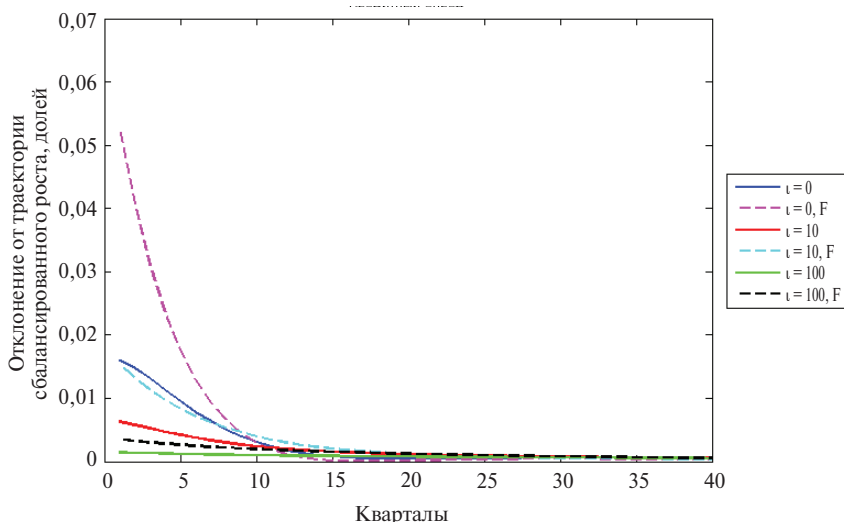
**Рис. 6.** Динамика выпуска в ответ на шок качества капитала

Запас капитала достигает своего наименьшего значения примерно через два года. Столь длительный период обусловлен наличием издержек приспособления капитала (рис. 7).

Финансовые посредники в модели сталкиваются с ограничениями на увеличение объема активов. Данные ограничения влияют на раз-



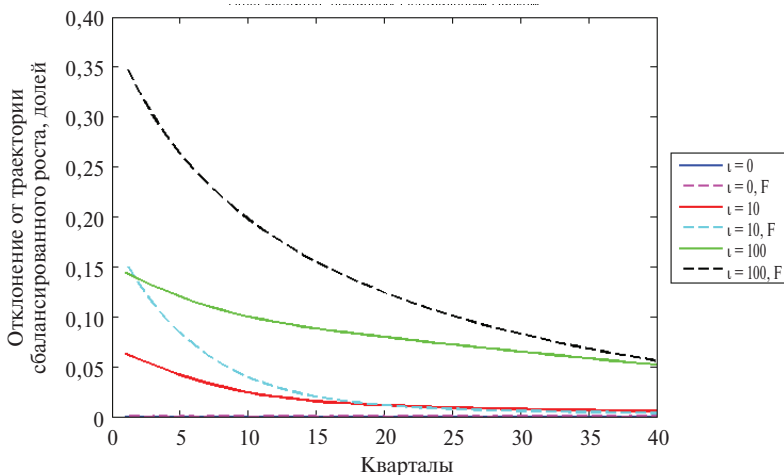
**Рис. 7.** Динамика запаса капитала в ответ на шок качества капитала



**Рис. 8.** Динамика кредитного спреда в ответ на шок качества капитала

мер средств, доступных для нефинансовых фирм в качестве кредитов и, как следствие, на ставку по кредитам. Снижение доступности средств приводит к относительному увеличению кредитной ставки. В модифицированной модели финансовые посредники ограничены еще сильнее, так что величина кредитных спредов выше по сравнению с базовой моделью, что показано на рис. 8. Проведение нетрадиционной монетарной политики приводит к их снижению, что подтверждает наблюдения Кристиано [8].

Рисунок 9 демонстрирует динамику необходимой степени вмешательства центрального банка. Поскольку правило нетрадиционной монетарной политики предполагает, что степень вмешательства зависит от величины кредитного спреда, то в случае модифицированной модели центральному банку приходится выдавать большую долю от совокупного объема кредитов, так как кредитные спреды в этом случае выше. Следовательно, включение в модель «tobin-signing» оказывает влияние на интенсивность проведения политики центральным банком. Согласно рис. 9, проводя умеренную нетрадиционную монетарную политику, центральный банк практически перестает выступать в роли финансового посредника через 5–6 лет. Между тем, с момента начала проведения нетрадиционной монетарной политики в США

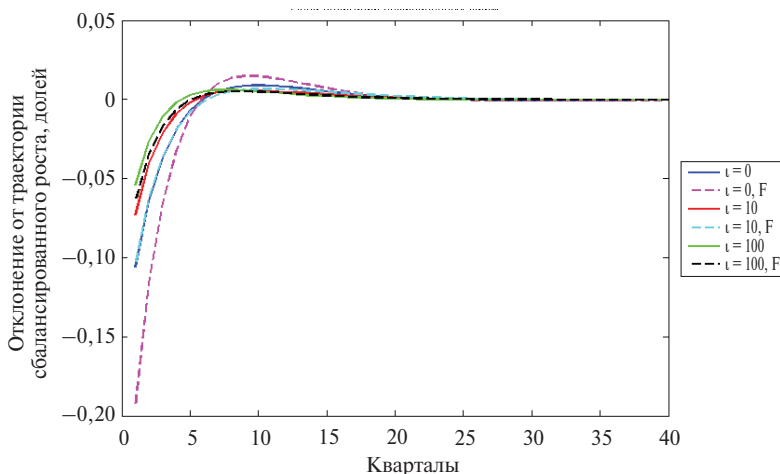


**Рис. 9.** Динамика доли от совокупного объема кредитов в экономике, которую выдает центральный банк в ответ на шок качества капитала

(ноябрь 2008 г.) прошло практически четыре года. 13 сентября 2012 г. ФРС объявила бессрочную программу ежемесячной покупки обеспеченных ценных бумаг под гарантией ипотечных агентств (программу именовали «QE3»). Соответственно вопрос о том, как долго будет проводиться подобная политика, остается открытым.

Наконец, последний показатель, динамика которого рассмотрена в настоящей работе, — это цена облигаций нефинансовых фирм (стоимости активов). Падение стоимости активов обусловлено снижением запаса эффективного капитала и собственных средств финансовых посредников. В модифицированной модели, предполагающей уменьшение балансов относительно базовой модели, стоимость активов снижается в большей степени. При «сильной» нетрадиционной монетарной политике первоначальное падение практически одинаково для базовой и модифицированной модели.

Таблица 1 содержит количественные характеристики изменений экономических переменных вследствие шока качества капитала — значения максимального уровня спада/увеличения того или иного показателя. Из нее можно сделать вывод о том, что во всех случаях нетрадиционная монетарная политика способствует смягчению последствий кризиса.



**Рис. 10.** Динамика цен облигаций нефинансовых фирм в ответ на шок качества капитала

В целом динамика переменных позволяет сделать ряд выводов и наблюдений.

- Введение в рассмотрение дополнительного трансмиссионного механизма усугубляет последствия кризиса в модели по сравнению с базовым случаем.

- Близкую к действительности динамику продемонстрировали в модифицированной модели инвестиции — падение на 26–40%, при реальном снижении объема инвестиций в период кризиса на 35,9%. Базовая модель показала падение на 18–26%. В связи с этим допустимо говорить о возможной недооценке влияния кризиса на переменные в базовой модели.

- Нетрадиционная монетарная политика является действенной в том смысле, что она позволяет избежать сильных спадов. Однако зачастую встает вопрос о разумности ее проведения, поскольку она связана с издержками эффективности, оценить которые не всегда представляется возможным.

- В ряде случаев показатели с большей скоростью восстанавливаются до стационарного уровня в условиях невмешательства центрального банка, чем при проведении нетрадиционной монетарной политики.



**Таблица 1.** Максимальный уровень спада/увеличения переменных вследствие шока качества капитала при разных режимах монетарной политики, %

Переменная	Модель	Степень вмешательства центрального банка			Реальное значение*
		Отсутствие вмешательства	Умеренное вмешательство	Сильное вмешательство	
Потребление	Базовая	-5,4	-5,0	-4,6	-3,4
	Модифицированная	-6,1	-5,5	-4,8	
Инвестиции	Базовая	-26	-18	-11	-35,9
	Модифицированная	-40	-26	-15	
Выпуск	Базовая	-6,0	-4,6	-3,3	-4,7
	Модифицированная	-8,4	-6,2	-4,0	
Капитал	Базовая	-15,8	-14,8	-13,8	-
	Модифицированная	-17,6	-16,2	-14,4	
Доля кредитов, выданных ЦБ	Базовая	0	+6,5	+15,0	-
	Модифицированная	0	+15,0	+35,0	
Цена облигаций нефинансовых фирм	Базовая	-11,0	-7,0	-5,5	-
	Модифицированная	-19,0	-11,0	-6,0	
Кредитный спред	Базовая	+1,6	+0,7	+0,2	-
	Модифицированная	+5,2	+1,6	+0,4	

\* Federal Reserve Economic Data (расчеты автора). Реальные значения для некоторых переменных не были включены в силу неоднозначности трактовки.

- Разница в максимальных спадах/увеличениях переменных между базовой и модифицированной моделями уменьшается с ростом агрессивности проводимой нетрадиционной монетарной политики.

- Усиление последствий кризиса, предусмотренное модифицированной моделью, требует более сильного вмешательства центрального банка — в частности, до 15% от всех выдаваемых кредитов (в базовой модели такая доля составляет 6,5%) при проведении умеренной нетрадиционной монетарной политики.

Наконец, еще одно наблюдение. В основном все переменные (кроме доли кредитов центрального банка) количественно и качественно ведут себя практически одинаково в двух случаях:

- при «сильной» нетрадиционной монетарной политике с включением нового трансмиссионного механизма (черная пунктирная линия) и умеренной нетрадиционной монетарной политике в базовой модели (красная сплошная линия);

- при умеренной нетрадиционной монетарной политике с включением нового трансмиссионного механизма (голубая пунктирная линия) и стандартной монетарной политике в базовой модели (синяя сплошная линия).

## Заключение

В настоящей работе было количественно и качественно проанализировано воздействие «robo-signing» и нетрадиционных мер монетарной политики. В качестве базовой была выбрана модель Гертлера и Каради [14], в которой финансовые посредники сталкиваются с эндогенным ограничением на увеличение размера активов. Нетрадиционная монетарная политика в модели подразумевает принятие на себя центральным банком функций финансового посредника.

Модель была модифицирована добавлением нового трансмиссионного механизма, связанного с уменьшением финансового рычага финансовых посредников. Данная модификация была осуществлена с помощью определения эндогенной доли активов, которую банки незаконно отчуждают у домохозяйств. Попытка моделирования такого трансмиссионного механизма предпринята в работе Гертлера и др. [16], однако их выражение для доли отчуждаемых активов не имеет микроэкономических обоснований. В настоящей работе все нововведения не только микроэкономически обоснованы, но и опираются на события недавнего финансового кризиса: скандал с «robo-signing» и последую-

шую выплату крупнейшими американскими банками компенсаций домохозяйствам за свои незаконные действия, а также рост количества закрытых банков в США. Включение нового трансмиссионного механизма в модель усиливает ограничения финансовых посредников на привлечение новых активов в период кризиса, что приводит к снижению кредитной мощности экономики и усилению отрицательного влияния на реальный сектор.

Симуляция показала, что в модифицированной модели (с учетом «robo-signing») кризис приводит к более негативным последствиям, чем в базовой. В частности, падение инвестиций составило 26–40% против 18–26% в базовой модели. Реальные данные свидетельствуют о том, что в США объем инвестиций снизился на 35,9%. Соответственно можно сделать вывод о значимости включенного трансмиссионного механизма и о возможной недооценке влияния кризиса базовой моделью.

Снижение доступности кредитов в модифицированной модели по сравнению базовой привело к росту кредитных ставок и кредитных спредов. Как следствие, центральный банк вынужден более активно проводить нетрадиционную монетарную политику, поскольку ее интенсивность положительно связана с величиной спредов. Гипотеза о том, что «robo-signing» влияет на степень интенсивности нетрадиционной монетарной политики, подтвердилась. В целом симуляция показала, что нетрадиционная монетарная политика является действенным методом в борьбе с последствиями кризиса. Она позволяет смягчать спад выпуска, потребления, инвестиций и других значимых экономических переменных. Для ответа на вопрос о целесообразности нетрадиционных мер стоит провести оценку издержек эффективности, с которыми они связаны. Данная работа открывает возможности для дальнейшего исследования. Кроме того, еще более перспективной темой является изучение иррационального начала, свойственного многим экономическим агентам в современном мире, в частности, недобросовестности и злоупотреблений. Акерлоф и Шиллер [3] уделяют этой проблеме большое внимание, а данная статья лишь подтверждает их выводы.

## Источники

1. Adam K., Billi R.M. Optimal Monetary Policy under Commitment with a Zero Bound on Nominal Interest Rates // Journal of Money, Credit and Banking. 2006. Vol. 38. No. 7. Oct. P. 1877–1905.

2. *Adam K., Billi R.M.* Discretionary Monetary Policy and the Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates // *Journal of Monetary Economics*. 2007. Vol. 54. Iss. 3. April. P. 728–752.
3. *Akerlof G.A., Shiller R.* Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism. Princeton University Press, 2009.
4. *Bernanke B., Gertler M., Gilchrist S.* The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework // *Handbook of Macroeconomics*. 1999. Vol. 1A. P. 1341–1393.
5. *Bernanke B.* The Crisis and the Policy Response: Stamp Lecture Given to the London School of Economics. London, England. Jan. 13. 2009.
6. *Bernanke B.* The Federal Reserve's Balance Sheet. Federal Reserve Bank of Richmond, Credit Markets Symposium. Charlotte, North Carolina, USA. April 3, 2009.
7. *Carlstrom C.T., Fuerst T.* Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis // *American Economic Review*. 1997. Vol. 87. No. 5. P. 893–910.
8. *Christiano L.* Remarks on Unconventional Monetary Policy // *International Journal of Central Banking*. 2011. Vol. 7. No. 1. P. 121–130.
9. *Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L.* Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy // *The Journal of Political Economy*. Febr. 2005. Vol. 113. No. 1. P. 1–45.
10. *Cole H.* Discussion of Gertler and Karadi: A Model of Unconventional Monetary Policy // *Journal of Monetary Economics*. 2011. Vol. 58. P. 35–38.
11. *Cúrdia V., Woodford M.* Conventional and Unconventional Monetary Policy // *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 2010. Vol. 92. No. 4. July/August. P. 229–264.
12. *Eggertsson G.B., Woodford M.* The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy Comments and Discussion // *Brookings Papers on Economic Activity*. 2003. Vol. 1. P. 139–233.
13. *Garcia-Cicco J.* On the Quantitative Effects of Unconventional Monetary Policies in Small Open Economies // *International Journal of Central Banking*. 2011. Vol. 7. No. 1. P. 53–115.
14. *Gertler M., Karadi P.* A Model of Unconventional Monetary Policy // *Journal of Monetary Economics*. 2011. Vol. 58. P. 17–34.
15. *Gertler M., Kiyotaki N.* Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis // *Handbook of Monetary Economics* / B. Friedman, M. Woodford (eds). Amsterdam: Elsevier, 2010.
16. *Gertler M., Kiyotaki N., Queralto A.* Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government Financial Policy. Working Paper. May 2011.

17. *Hilberg B., Hollmayr J.* Asset Prices, Collateral and Unconventional Monetary Policy in a DSGE Model. ECB Working Paper Series. No. 1373. Aug. 2011.
18. *Jermann U., Quadrini V.* The Macroeconomic Effects of Financial Shocks. Mimeo. University of Pennsylvania and USC, 2009.
19. *Kacperczyk M., Schnabl P.* When Safe Proved Risky: Commercial Paper During the Financial Crisis of 2007–2009. NBER Working papers No. 15538. National Bureau of Economic Research, Inc., 2009.
20. *Kiyotaki N., Moore J.* Liquidity, Business Cycles and Monetary Policy. Mimeo. Princeton University and LSE, 2008.
21. *Klyuev V., Imus P. de, Srinivasan K.* Unconventional Choices for Unconventional Times: Credit and Quantitative Easing in Advanced Economies. IMF SPN No. 27. Washington, D.C.: IMF, 2009.
22. *Morgan P.* The Role and Effectiveness of Unconventional Monetary Policy. ADBI Working Paper Series. No. 163. Nov. 2009.
23. *Reis R.* Interpreting the Unconventional U.S. Monetary Policy of 2007–2009 Comments and Discussion // Brookings Papers on Economic Activity. Fall 2009. P. 119–165.
24. *Smets F., Wouters R.* Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // The American Economic Review. 2007. Vol. 97. No. 3. Jun. P. 586–606.
25. *Taylor J.B.* Discretion versus Policy Rules in Practice // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Elsevier. 1993. Vol. 39. P. 195–214.

**Е.А. Мальцева**  
Научный  
руководитель —  
Е.С. Вакуленко  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Моделирование предложения труда российских граждан пенсионного возраста на панельных данных РМЭЗ

---

Поскольку в настоящее время остро стоит проблема старения населения и, следовательно, увеличения дефицита пенсионного фонда, в данной работе исследуются факторы, определяющие предложение труда пенсионерами, так как меры, стимулирующие досрочный выход на пенсию, могут стать альтернативой повышения пенсионного возраста. Исследование проводилось на основе данных RLMS по 2000–2010 гг., оценки строились по cross-section и панельным данным. Одной из задач было также выявление основных различий между факторами, определяющими предложение труда женщин и мужчин.

## Введение

Проблема старения населения актуальна для многих развитых стран. В среднем по Европе, например, коэффициент демографической нагрузки пожилыми<sup>1</sup> за последние 15 лет увеличился с 22,1 до 26,3, а к 2050 г. прогнозируется его дальнейший рост до 52,8 [20]. В России аналогичный показатель составлял в 2009 г. 33,7, и по среднему варианту прогноза к 2031 г. прогнозируется его рост до 52,4 [7]. Это старение — результат прохождения фазы второго демографического перехода.

Пенсионные системы большинства стран создавались в условиях, когда на одного человека пенсионного возраста приходилось по 4–5 работающих людей, в настоящее же время эта цифра составляет всего

---

<sup>1</sup> Коэффициент демографической нагрузки пожилыми равен умноженному на 100 отношению числа лиц старше трудоспособного возраста к числу лиц трудоспособного возраста.

1,5–2 работающих. Поэтому распределительная пенсионная система уже не может действовать эффективно. Даже при существующих пенсиях, когда коэффициент замещения<sup>2</sup> составляет всего 35,4% [1], растет дефицит Пенсионного фонда РФ, который составлял уже в 2010 г. 1 трлн 116 млрд руб. [13]. На смену распределительной пришла накопительная пенсионная система. Однако три четверти населения не смогут сформировать капитал, достаточный для обеспечения даже прожиточного минимума [12]. А значит, проблему нельзя считать решенной.

Одно из решений — увеличение пенсионного возраста. Однако пока такая мера вызывает негативную реакцию населения; ее альтернативой могут являться меры, направленные на стимулирование позднего выхода на пенсию. Это может быть материальное «поощрение» тех, кто решил отложить выход на пенсию, или «наказание» за досрочный выход на пенсию, или система расчета пенсионных выплат в зависимости от совокупного объема отчислений и ожидаемого периода получения пенсии в момент обращения за ней [11]. Во многих странах уже действует система, когда человек сам выбирает возраст выхода на пенсию, в России этот вариант пока находится в стадии обсуждения [3]. Однако для оценки эффективности такой политики в России необходимо знать, какие факторы и в какой степени влияют на предложение труда людьми пенсионного возраста. Соответственно цель данной работы — анализ факторов, влияющих на решение пенсионеров быть экономически активными и определяющих количество часов работы.

Объектом исследования являются люди пенсионного возраста. Предмет исследования — факторы, воздействующие на их экономическую активность и объем предложения труда. В задачи работы входит, таким образом, определение значимости этих факторов и анализ объемов их влияния для всех индивидов в выборке, а также отдельно для мужчин и женщин. При этом анализ проводится с использованием как данных по отдельным годам, так и панельных данных, т.е. задачей исследования является также сопоставление результатов, полученных при различных типах структуры данных и на различных временных интервалах.

Структура данной работы следующая. Вначале приведен краткий обзор литературы, затем рассмотрена теоретическая модель предложения труда и представлены используемые данные. Далее проанализи-

---

<sup>2</sup> Коэффициент замещения — отношение средней пенсии к средней зарплате.

зована эконометрическая модель и показаны полученные результаты. Наконец, в заключение делаются общие выводы по работе.

## Обзор литературы

Существует достаточно большое число статей, посвященных пенсионерам, анализу пенсионных систем различных стран, а также возможности проведения тех или иных конкретных реформ и оценки их результатов. В целом всю литературу по этому вопросу можно разделить на три основные группы.

Первая группа — это «описательная литература», т.е. статьи, в которых статистически анализируются доступные данные по одной стране или нескольким странам: приводятся различные цифры, таблицы, диаграммы, призванные проиллюстрировать выводы, сделанные авторами. Целью таких статей обычно является попытка дать ответ на вопрос касательно устойчивости существующей пенсионной системы или возможности ее изменения со статистической точки зрения. К таким статьям, в частности, можно отнести статьи Дж. Бэнкса и др. [14] и Ю.П. Лежниной [4]. В первой статье анализируется состояние пенсионной системы Великобритании. Вторая посвящена анализу состояния российских пенсионеров. В исследовании делается вывод, что в 2008 г. невозможно было говорить о повышении пенсионного возраста, так как пенсионеры испытывали значительное количество трудностей, были хуже обеспечены материально, не имели достаточного социального капитала.

Вторая группа — статьи, в которых изучается принятие решения о времени выхода на пенсию. В них проводится эконометрический анализ на основе различных подходов, чтобы определить, когда тот или иной человек выйдет на пенсию. Наиболее распространенные типы моделей — статические и динамические. К первому типу относятся стандартные модели объема предложения труда, в которых решением о выходе на пенсию является «угловое решение» с нулевым количеством часов работы, а также структурные модели, моделирующие возраст выхода на пенсию в зависимости от разных факторов (Фельдстейн (1974), Боскин, Хард (1978), Бартлес, Хаусман (1980), Бербидж, Робб (1980), Гастмен, Штайнмайер (1986а), Бартлес (1986), Хард (1990)). Кроме того, сюда включаются модели множественного выбора, в которых зависимой переменной является выбор, например, выйти на пенсию сейчас, в следующем году или остаться работать. Более слож-



ными являются динамические модели, в них каждый год считается вероятность «выживания» индивида, т.е. невыход на пенсию в зависимости от различных факторов (Даймонд, Хаусман (1984) и Хаусман, Вайз (1985)). В структурных моделях «Сравнение ценности альтернатив» и «Динамическое программирование» моделируется принятие индивидом решения методом сравнения полезностей от выхода на пенсию в разные моменты времени. (Сток, Вайз (1990), Раст (1994), Гастмен, Штайнмайер (1986b). Подробнее см. [21].)

Во всех этих подходах исследуется оптимальный возраст выхода на пенсию. В России такой выбор законодательно не предоставлен, и человек становится пенсионером в строго определенном возрасте, поэтому провести подобное исследование не представляется возможным. Хотя следует заметить, что изучение статей такого рода полезно с точки зрения изучения эконометрических методов анализа качественных и панельных данных.

Третья группа — статьи, посвященные оценке конкретных реформ, их эффективности и возможности улучшения. В качестве примера можно привести статьи Ювалса и др. [21] и Беркела, Борш-Шупана [15]. В первой статье анализируется пенсионная реформа в Нидерландах середины 1990-х годов. Используя панельные данные с 1989 по 2000 г., авторы приходят к выводу, что в результате реформы многие люди отсрочили момент выхода на пенсию. Основным стимулом было снижение выплат при раннем выходе на пенсию и уменьшение неявного налогообложения. Во второй статье приводится обзор различных вариантов реформирования пенсионной системы Германии. В результате их сравнения авторы делают вывод о необходимости увеличения возраста выхода на пенсию, что будет способствовать восстановлению стабильности пенсионной системы.

Отдельно следует выделить статьи, посвященные влиянию фактора здоровья на принятие решения об экономической активности. В них отмечается, что использование самооценки здоровья индивидами приводит к смещению оценок. Кроме того, утверждается, что при обращении к панельным данным следует принимать во внимание также лаговые переменные здоровья или конструировать переменную изменения здоровья. Обоснованием данной рекомендации служит тот факт, что постоянно плохое здоровье может не оказывать заметного влияния на предложение труда работником, в то время как резкое ухудшение с хорошего до среднего может привести к решению о выходе из состава рабочей силы [16; 19; 22].

Из литературы, посвященной анализу российской пенсионной системы и поведению российских пенсионеров, можно отметить статью И.С. Меркурьевой [6]. В ней анализируется реформа 1998 г., когда был введен альтернативный вариант расчета размера пенсии, а также дифференциация размера пенсии для работающих и неработающих пенсионеров. Кроме того, проводится общее исследование факторов, влияющих на предложение труда пенсионеров. Следует выделить также статью С.Ю. Рощина [9]. Она посвящена исследованию предложения труда в России в целом, однако в ней рассматриваются несколько возрастных групп, в том числе старшая, куда входят лица пенсионного возраста. Можно упомянуть статью Е.Т. Гурвича и Ю.В. Сониной [2]. Значительная часть данной работы носит «описательный» характер, то есть на основе данных РМЭЗ анализируется распределение пенсионеров по различным видам пенсий, включая пенсионеров-досрочников, сопоставляются уровни доходов и коэффициента замещения пенсией для работающих и неработающих пенсионеров, а также сравнивается размер коэффициентов замещения для различных стран. Кроме того, проводится эконометрический анализ влияния различных факторов на продолжение работы индивидом в разрезе стимулов и ограничений.

## Теоретическая модель

Теоретической основой исследования объема предложения труда является стандартная модель предложения труда [10]. В ней предполагается, что существует два нормальных товара — досуг ( $L$ ) и потребление агрегированного экономического блага ( $C$ ). Индивид делает выбор между ними исходя из максимизации своей функции полезности ( $U$ ). При этом он также тратит время на работу ( $H$ ), на которой получает фиксированную ставку заработной платы ( $w$ ). Все время, доступное индивиду, ограничивается фиксированной величиной  $T$ . Кроме того, предполагается наличие у индивида нетрудового дохода ( $V$ ). Формально модель можно представить так:

$$\begin{aligned} \max U &= U(C, L), \\ T &= L + H, \\ pC &= V + wH, \end{aligned} \tag{1}$$

где  $p$  — цена агрегированного экономического блага, которая может быть нормирована к 1.

Решение индивида задается как равенство предельных полезностей потребления агрегированного экономического блага и часов досуга, взвешенных по их стоимостям:

$$\frac{MU_c}{p} = \frac{MU_l}{w}. \quad (2)$$

Графически выбор индивида определяется точкой касания кривой безразличия и бюджетного ограничения.

Получается, что выбор индивида относительно часов работы зависит от его функции полезности, ставки заработной платы и нетрудового дохода.

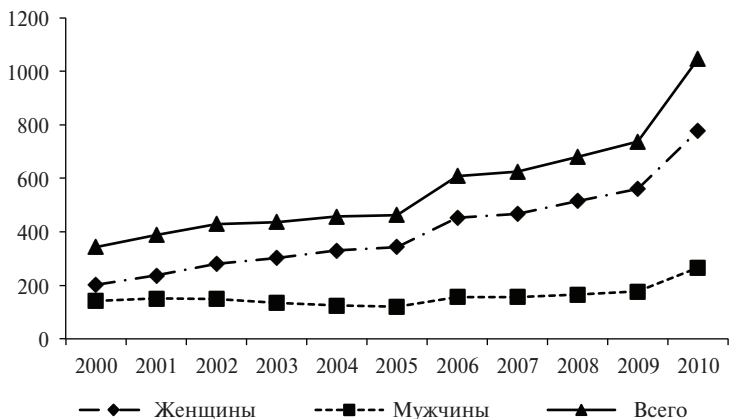
Влияние увеличения ставки заработной платы неоднозначно за счет эффекта замещения и эффекта дохода. Эффектом замещения называется увеличение предложения труда, вызванное ростом альтернативных издержек досуга при неизменном совокупном доходе, а эффект дохода — это уменьшение предложения труда, вызванное ростом совокупного дохода при неизменной ставке заработной платы. При преобладании эффекта дохода рост заработной платы вызовет снижение объема предложения труда, а при преобладании эффекта замещения рост альтернативных издержек досуга — увеличение.

При росте нетрудового дохода индивид будет принимать решение о меньшем количестве часов работы, поскольку для поддержания такого же уровня потребления агрегированного экономического блага будет достаточно меньшего количества часов работы.

Отдельно стоит отметить влияние уровня безработицы на объем предложения труда. В литературе принято выделять два эффекта — эффект отчаявшегося работника и эффект дополнительного работника [10]. Первый эффект связан с тем, что при увеличении уровня безработицы индивид уменьшает объем предложения труда, так как отчаявается найти работу и выходит из состава рабочей силы. Второй — с тем, что при росте уровня безработицы снижается ожидаемый уровень дохода семьи, и на рынок труда выходит дополнительный работник, чтобы поддержать доход на прежнем уровне.

## Данные

Для проведения эконометрического анализа были использованы данные Российского мониторинга экономики и здоровья (РМЭЗ) —

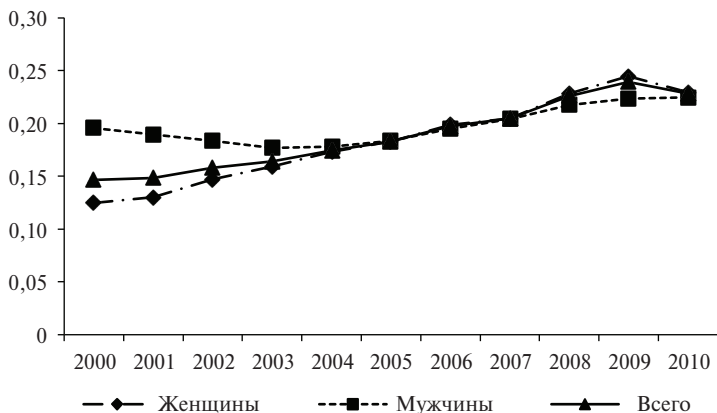


**Рис. 1.** Число экономически активных

репрезентативного обследования населения, проводимого с 1992 г. Преимуществами этих данных является как широта охвата социально-экономических показателей, так и панельный характер исследования. За счет панельной структуры данных для анализа становится доступным большее количество наблюдений, в силу чего увеличивается количество степеней свободы, решается проблема учета неоднородности экономических агентов, а также появляется возможность исследования индивидуальной истории агента и проведения межвременных сопоставлений [8].

Для исследования были взяты данные 9–19-й волн, что соответствует 2000–2010 гг. Более ранние годы не включались из-за того, что экономическая ситуация в них обусловлена влиянием кризиса 1998 г. Поскольку работа предполагает анализ предложения труда лиц пенсионного возраста, выборка имела возрастные ограничения: в нее вошли мужчины в возрасте от 60 лет и женщины от 55 лет. Размер выборки изменился от 2343 наблюдений в 2000 г. до 4581 в 2010 г.

В качестве зависимых переменных были сконструированы переменные экономической активности и часов работы. К экономически активным относились люди, имеющие работу, а также безработные. Бинарная переменная принимает значение 0 в случае экономической неактивности и 1 — в случае экономической активности. В течение рассматриваемого периода увеличивается количество экономически активных индивидов и растет доля экономически активного населения (рис. 2).



**Рис. 2.** Доля экономически активных

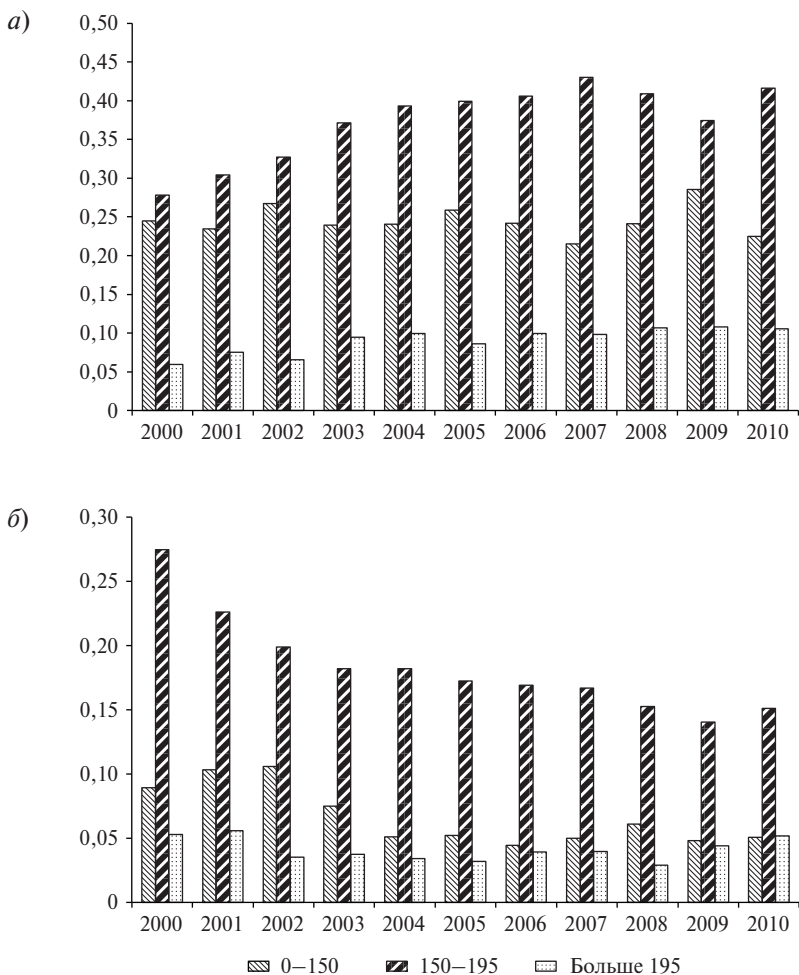
Переменная часов работы за последние 30 дней определялась по всем работам индивида — основной, дополнительной и приработкам, если они носят регулярный характер. Большинство респондентов работает в режиме 40-часовой рабочей недели, за 30 дней это составляет около 175 часов. Соответственно переменную часов работы уже не стоит считать непрерывно распределенной и имеет смысл разделить индивидов на группы по количеству часов работы. В качестве границ было взято 150 часов и 195 часов. На рис. 3 показаны изменения по годам в распределении по часам работы для мужчин (а) и женщин (б).

В качестве объясняющих были взяты переменные, которые можно условно разделить на пять групп.

1. Индивидуальные характеристики индивида: пол, возраст, семейное положение, уровень образования, стаж работы, переменные самооценки здоровья, индекса здоровья и инвалидности.

2. Переменные, характеризующие доход индивида и его материальное положение: заработная плата индивида и его пенсия, а также личный доход индивида и его личный нетрудовой доход. Кроме того, были взяты переменные дохода от продажи выращенного/собранного, дохода от вложений, сдачи в аренду имущества и алименты, а также сбережения семьи.

3. Переменные, характеризующие относительную ценность свободного времени для индивида: количество членов семьи, наличие в домохозяйстве детей и внуков индивида, занятие садово-огородным хозяйством.



**Рис. 3.** Распределение по часам работы для женщин и мужчин в долях от работающего населения

4. Переменные, характеризующие регион: уровень безработицы, среднемесячная заработная плата и стоимость фиксированного набора товаров и услуг. Эти переменные были взяты из данных Росстата по соответствующим годам.

5. Контрольные переменные — тип населенного пункта и регион.

## Описание переменных

К качественным объясняющим переменным относятся переменные уровня образования, самооценки здоровья, региона и типа населенного пункта. Однако две последние являются контрольными, и по ним не приводятся описательные статистики.

Переменная образования была сконструирована на основе ответов респондентов об их обучении, группы определялись по наивысшему уровню образования, по которому есть диплом (рис. 4). Группа с незаконченным средним образованием и посещением профессиональных курсов или ПТУ без среднего образования<sup>3</sup> является самой малочисленной для женщин (*a*) и одной из самых больших для мужчин (*b*).

Переменная самооценки здоровья (рис. 5а, б) конструировалась так, что к людям с хорошим здоровьем были отнесены те, кто оценивает свое здоровье как хорошее и очень хорошее, к людям с плохим здоровьем — те, кто оценивает его как плохое и очень плохое.

Описательные статистики по другим объясняющим переменным представлены в приложении 1 (табл. 1, 2). Исходя из этих статистик средний возраст людей в выборке — 68 лет и для мужчин и для женщин, что объясняется ограничением на выборку.

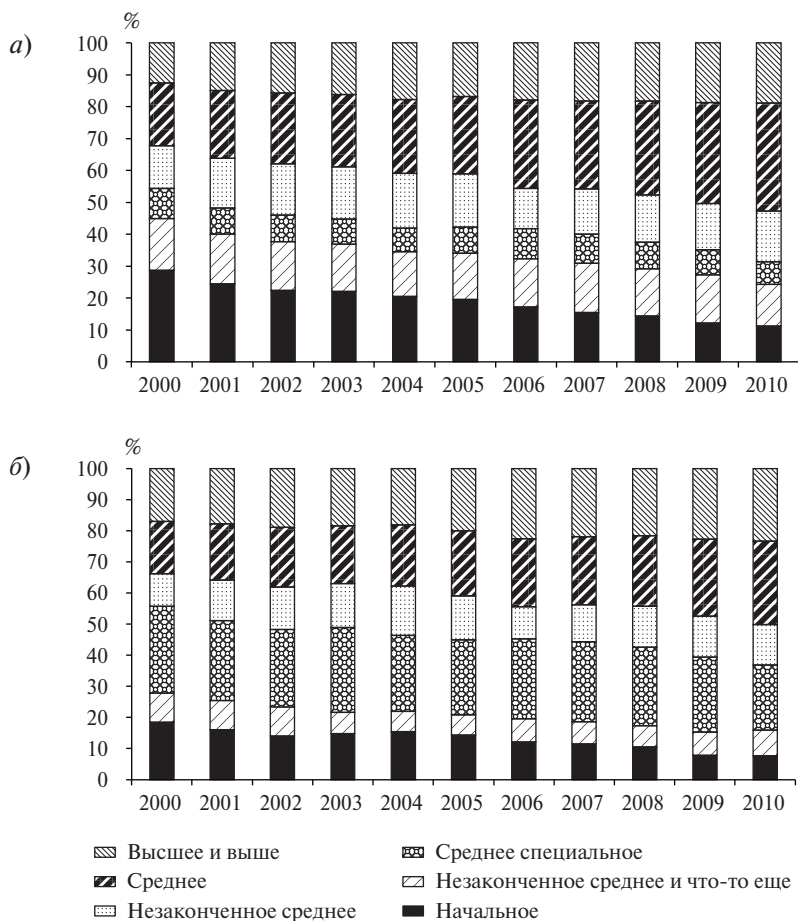
По всем годам в браке состоит около 40% женщин и 80% мужчин. Средний трудовой стаж для женщин составляет для женщин 36 лет, а для мужчин — 41 год. Разница обусловлена тем, что женщины раньше выходят на пенсию, а также больше времени уделяют семье и детям. В 2004 и 2008 гг. эта переменная отсутствует в базе данных.

По инвалидности в обследовании 2000–2003 гг. нет отдельного вопроса, поэтому она оценивалась косвенно по получению индивидом пенсии по инвалидности, вследствие чего ее оценка занижена по сравнению с последующими годами.

Поскольку самооценка здоровья приводит к смещению результатов, была принята попытка построить переменную, объективно отражающую здоровье респондента. Переменная индекса здоровья конструировалась с помощью метода главных компонент из переменных наличия у индивида определенных заболеваний: сердца, печени, желудочно-кишечного тракта и позвоночника. Веса переменных были нормированы к 5 — таким образом, чтобы индекс, равный 0, обозна-

---

<sup>3</sup> На графике для экономия места эта группа обозначается как «незаконченное среднее и что-то еще».

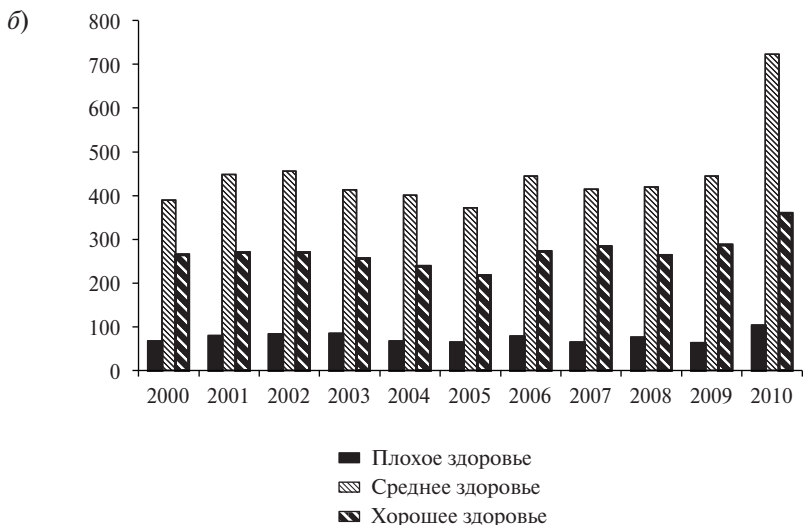
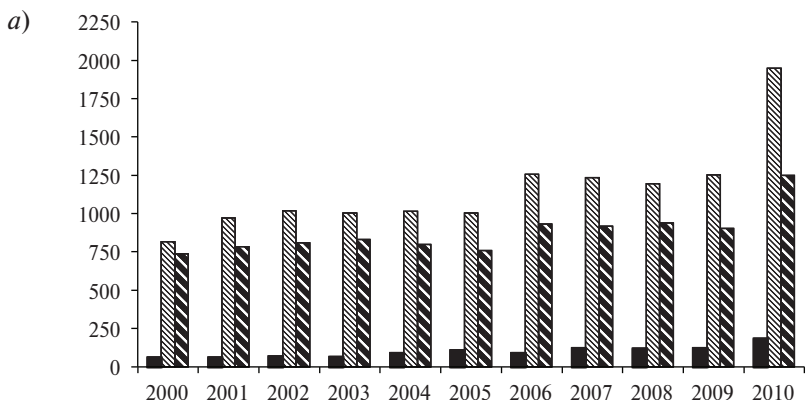


**Рис. 4.** Распределение по уровню образования для мужчин и женщин

чал хорошее здоровье, т.е. отсутствие хронических заболеваний, а равный 5 — плохое здоровье, т.е. наличие всех этих заболеваний. Изменение весов переменных не очень значительное, поэтому можно считать среднее для них и использовать его для построения индекса в панели.

Во всех показателях, выраженных в денежной форме, наблюдается рост на протяжении рассматриваемого периода. При построении регрессий все номинальные показатели для сопоставимости по годам и регионам приведены к относительным величинам путем деления на





**Рис. 5.** Распределение мужчин и женщин по самооценке здоровья

стоимость фиксированного набора товаров и услуг в конкретном регионе. Зарплата, пенсия, личный доход и сбережения у мужчин выше, чем у женщин. В то же время у женщин часто выше оказывается нетрудовой доход. Женщины чаще нуждаются в материальной поддержке и чаще ее получают. Показатель оказания материальной помощи важен для анализа, поскольку отражает ценность получения дохода для ин-

дивида как альтернативу ценности свободного времени. А показатель получения материальной помощи является одним из компонент нетрудового дохода.

По описательным статистикам для макроданных о безработице, средней зарплате и стоимости фиксированного набора особых выводов сделать нельзя, так они отражают распределение мужчин и женщин по регионам.

## **Эконометрическая модель**

В данной работе исследуются два аспекта предложения труда — решение об экономической активности и определение количества рабочих часов. Для анализа первого используются модели бинарного выбора, для второго — tobit-модель и модель множественного выбора.

Главной задачей исследования является проведение анализа с использованием панельных данных, поскольку они обладают рядом преимуществ: возможностью учета неоднородности экономических агентов и увеличением количества доступных наблюдений. Однако такой анализ базируется на предположении о постоянстве коэффициентов во времени, поэтому для оценки изменчивости коэффициентов регрессий проводился также анализ по отдельным годам.

Основные модели, которые используются в анализе панельных данных, — это модель сквозной регрессии и модели с фиксированными и случайными индивидуальными эффектами. В первой модели коэффициенты регрессии предполагаются одинаковыми для всех наблюдений, в то время как модели с фиксированными и случайными индивидуальными эффектами позволяют учитывать ненаблюдаемые индивидуальные эффекты, учитывая, что константа принимает разные значения для каждого индивида.

## **Экономическая активность**

Анализ экономической активности будет проводиться с помощью logit-модели (выбор между ней и probit-моделью делался на основе информационных критериев Акаике и Шварца или просто значения функции максимального правдоподобия при одинаковом количестве оцениваемых параметров). Строится модель со случайными индивидуальными эффектами на панели и сквозная регрессия для всех индивидов на всем периоде наблюдения. Ковариационные матрицы для

коэффициентов модели оценивались с учетом возможной гетероскедастичности и коррелированности случайных ошибок в наблюдениях [25], относящихся к одному и тому же индивиду.

Во всех этих моделях возьмем одинаковый набор объясняющих переменных, а именно: переменные пола, возраста, семейного положения, специфического стажа работы, уровня образования, индекса здоровья, инвалидности, размера пенсии и нетрудового дохода и их квадраты, размера средней заработной платы и уровня безработицы в регионе, наличия и получения финансовой помощи, наличия в домохозяйстве детей и внуков респондента, а также переменные региона и типа населенного пункта.

Помимо модели по всем годам строились также мини-панели для отдельных лет, поскольку коэффициенты регрессий не постоянны во все годы.

Для оценки качества полученных моделей используются тесты на совместную значимость коэффициентов и тест Рамсея, а также значение псевдо- $R^2$ . Кроме того, оценивается предсказательная сила модели как доля правильно предсказанных наблюдений.

Сравнение модели сквозной регрессии и модели со случайными эффектами осуществляется на основе теста максимального правдоподобия, нулевой гипотезой которого является равенство нулю значения ковариации ошибок для разных лет по одному индивиду.

### **Объем предложения труда**

Для анализа объема предложения труда будут использоваться две модели — tobit-модель, которая учитывает цензурированность выборки слева при нулевом количестве рабочих часов и порядковая logit-модель, в которой в качестве зависимой переменной взята переменная, принимающая значение 2 в случае, если индивид работает нормальное количество рабочих часов, 1 — если меньше и 3 — если больше.

Модель tobit невозможно оценить с фиксированными индивидуальными эффектами, поэтому она будет оцениваться только сквозной регрессией и регрессией со случайными индивидуальными эффектами. Для этой модели предположение о нормальном распределении ошибок является определяющим для получения состоятельных оценок. В этой модели будут рассматриваться регрессии отдельно для мужчин и для женщин, а также по различным периодам времени.

Объясняющими переменными в tobit-модели взяты следующие: пол, возраст, семейное положение, общий трудовой стаж, уровень образования, индекс здоровья и наличие инвалидности, а также переменные размера пенсии и нетрудового дохода и их квадраты. Кроме того, были взяты переменные средней заработной платы в регионе, уровня безработицы, оказания и получения финансовой помощи, совместного проживания с детьми и внуками респондента, а также переменные региона и типа населенного пункта.

Порядковая logit-модель оценивается только с помощью сквозной регрессии. Количество наблюдений сравнительно невелико, поэтому проводить анализ отдельно для мужчин и для женщин не имеет смысла.

В качестве объясняющих переменных в модель были включены те же переменные, что и в анализ с помощью tobit-модели, за исключением переменных квадрата размера пенсии и нетрудового дохода, а также переменных наличия в домохозяйстве детей индивида.

Для оценки качества модели анализировалась доля верно предсказанных наблюдений и осуществлялось ее сравнение с долей верных предсказаний для наивной модели. Следует проверить гипотезу о равенстве порогов разбиения. Если она не будет отвергнута, то можно сделать вывод о несущественности различий между выделенными группами.

## **Результаты исследования**

В приложениях 2–4 приведены табл. 3–5 с полученными результатами оценки регрессий. Помимо оценок коэффициентов, их стандартных ошибок и их значимости, представлены количество наблюдений и значения теста на совместную значимость коэффициентов. Для logit-модели экономической активности даны также показатели чувствительности и специфичности и общая доля верно предсказанных наблюдений, а также тест Рамсея. Для tobit-модели предложения труда указано количество цензурированных и нецензурированных наблюдений, кроме того, приведен тест на нормальность ошибок. Для модели множественного выбора показаны значения границ разбиения и их доверительные интервалы, а также доля верно предсказанных наблюдений.

В панельном анализе делается предположение о постоянстве коэффициентов во все годы. Исходя из полученных оценок можно сказать, что, вероятно, есть смысл для разбиения на мини-панели.

## Экономическая активность

Расчеты показали, что лучше использовать модель с учетом индивидуальных эффектов, поэтому подробнее остановимся на результатах этой модели.

Проводился анализ несбалансированной панели. В среднем индивид наблюдается в панели четыре года, хотя существуют и индивиды, которые наблюдались весь период времени, и те, по которым есть наблюдения только за один период. Значение  $\rho$  составляет в среднем 0,78, т.е. влияние индивидуального эффекта достаточно существенно.

Тест совместной значимости коэффициентов выполняется, а тест Рамсея — нет. При этом доля верно предсказанных наблюдений составляет 80%.

Направление влияния различных переменных в целом соответствует ожиданиям, основанным на теоретической модели. Положительное влияние на вероятность быть экономически активным оказывает большая продолжительность общего трудового стажа, более высокий уровень образования, а также оказание финансовой помощи родным и близким индивида. Положительно влияет также наличие в домохозяйстве детей индивида. Такой результат противоречит ожиданиям, согласно которым наличие в домохозяйстве детей индивида должно увеличивать для него ценность свободного времени и, вероятно, нетрудовой доход. Объясняется это может тем, что для пенсионеров их дети способны стать своеобразным социальным капиталом, позволяющим найти работу.

Отрицательно влияет на активность возраст, то, что индивид состоит в браке, наличие у него инвалидности, а также плохое состояние здоровья. Кроме того, присутствие в домохозяйстве внуков индивида уменьшает для него вероятность быть экономически активным, поскольку увеличивает ценность свободного времени. Пенсия, как показатель нетрудового дохода, тоже влияет отрицательно. А вот влияние собственно переменной нетрудового дохода, т.е. дохода от вложений и сдачи имущества в аренду, оказывается значимым, и при этом положительным, только в последнем периоде.

Влияние средней заработной платы в регионе является отрицательным на всем периоде наблюдения, но положительным при анализе первого периода, с 2000 по 2002 г. Иными словами, в первом периоде наблюдалось преобладание эффекта замещения над эффектом дохода, а в последующие периоды — наоборот.

При отдельном анализе мужчин и женщин получены сходные результаты по всем переменным, за исключением семейного положения. Для женщин состояние в браке снижает вероятность экономической активности, а для мужчин, напротив, повышает, поскольку для мужчин это означает необходимость получения большего дохода, чтобы иметь возможность прокормить и себя, и семью. Замужние же женщины по сравнению с одиночками больше времени тратят на занятие домашним хозяйством, заботу о детях и внуках.

Кроме того, для женщин большее значение имеет совместное проживание с внуками и получение финансовой помощи от родственников, друзей и различных организаций. Для мужчин, в свою очередь, меньшее значение имеет наличие высшего образования по сравнению со средним, чем для женщин.

### Объем предложения труда

Результаты оценки сквозной tobit-модели и модели, учитывающей панельную структуру данных, практически одинаковы.

Отрицательное влияние на объем предложения труда оказывают такие переменные, как возраст, плохое здоровье, наличие инвалидности, совместное проживание с внуками и получение финансовой помощи. Это влияние сохраняется и при анализе отдельно мужчин и женщин. Отрицательное влияние семейного положения наблюдается по всей совокупности, но при анализе мужчин оно меняет знак на противоположный, как и в случае с экономической активностью. Влияние наличия инвалидности значимо отрицательно.

Положительно влияют на объем предложения труда переменные стажа работы, совместное проживание с детьми, оказание финансовой помощи и более высокий по сравнению с базовым уровень образования, причем влияние возрастает по мере повышения уровня образования.

Влияние размера пенсии значимо отрицательно, как и должно быть в соответствии с теоретической моделью. Средняя заработная плата в регионе влияет отрицательно, что говорит о преобладании эффекта дохода.

Уровень безработицы в целом сокращает объем предложения труда, т.е. присутствует эффект отчаявшегося работника.

Поскольку для tobit-модели не выполняется тест на нормальность ошибок, была оценена также модель множественного выбора. Для

этой модели наблюдений недостаточно, многие коэффициенты незначимы, значение псевдо- $R^2$  и предсказательная сила модели низки.

В данной модели отрицательным стало влияние уровня образования, а положительным — нетрудового дохода. Такие результаты не согласуются с ожиданиями и отражают неправильную спецификацию модели или недостаточное количество наблюдений. Пороги разбегания значимо не отличаются. Вероятно, следует либо переспецифицировать модель либо увеличить число наблюдений.

Для tobit-модели были, кроме того, оценены предельные эффекты для мужчин и женщин по разным периодам времени и для разных возрастов. При этом значения, в которых проводилась оценка, брались как средние по выборке, за исключением переменных инвалидности, оказания и наличия финансовой помощи, а также совместного проживания с детьми и внуками, которые были взяты равными 0, как у большинства респондентов в выборке. Значение переменной семейного положения было принято равным 1 для мужчин и 0 — для женщин.

## Выводы

Влияние плохого здоровья оказывается значимо отрицательным (в отличие от результатов, приведенных в статье Рощина [9], согласно которым хорошее здоровье оказывает отрицательное влияние), но небольшим, особенно по сравнению с наличием инвалидности. Иначе говоря, уровень здоровья, хотя и является ограничением, но не таким существенным, как инвалидность.

Размер пенсии как нетрудового дохода оказывает значимо отрицательное влияние, в отличие от переменной нетрудового дохода. Это связано с тем, что в выборке большинство респондентов не имеют дохода такого типа, т.е. в дальнейших исследованиях необходимо большее внимание уделить построению переменной нетрудового дохода. Кроме того, эти доходы принадлежат уже не индивиду, а домохозяйству в целом, а значит, оказывают меньшее влияние [9].

Средняя заработная плата в регионе влияет по-разному в разные периоды: в 2000–2002 гг. оно положительно, а в остальные — отрицательно, что свидетельствует сначала о преобладании эффекта замещения, а потом о преобладании эффекта дохода. Хотя следует признать ограниченность данного измерителя. Лучшим решением было бы взять размер заработной платы индивида до его выхода на пенсию, однако такие данные доступны далеко не по всем индивидам.

Более высокий уровень безработицы в регионе отрицательно влияет на вероятность экономической активности и на объем предложения труда, причем влияние возрастает к 2008–2010 гг., т.е. находит отражение воздействие экономического кризиса. Словом, существует ограничение на экономическую активность людей пенсионного возраста со стороны спроса на труд, но это ограничение менее значимо, чем, например, возраст и состояние здоровья.

Наблюдается также существенное положительное влияние более высокого уровня образования по сравнению с базовой группой — начальным уровнем образования. Этот результат отличается от результата, полученного в статье Гурвича и Сониной [2], где влияние уровня образования признано незначимым.

В целом мужчины больше реагируют на финансовые стимулы, а для женщин более значимыми являются социальные факторы, например, наличие супруга или проживание вместе с детьми и внуками.

Практическая польза от проведенного исследования заключается в том, что оно позволяет количественно оценить влияние различных мер государственной политики, например, таких как введение дифференциации пенсий в зависимости от наличия у пенсионера работы, предложенное в статье «Микроэкономический анализ пенсионной системы» [2].

## Источники

1. *Гурвич Е.Т.* Распутать узлы пенсионных компонент // Экспертный канал «Открытая экономика». 5 марта 2011 г. URL: <http://www.opes.ru/1348128.html>
2. *Гурвич Е.Т., Сониная Ю.В.* Микроанализ российской пенсионной системы // Вопросы экономики. 2012. № 2.
3. *Кукол Е., Невинная И.* Выйти с пенсии // Российская газета. 2011. 31 окт. № 5620 (244) URL: <http://www.rg.ru/2011/10/28/pensii-site.html>
4. *Лежнина Ю.П.* Основные факторы, влияющие на занятость российских пенсионеров // Сб. статей аспирантов. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008. С. 129–159.
5. *Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А.* Эконометрика. Начальный курс. М.: Дело, 2004.
6. *Меркурьева И.С.* Поведение российских пенсионеров на рынке труда: результаты эконометрического анализа // Вестник СПбГУ. 2004. Сер. 8. Вып. 1. № 8. С. 41–64.
7. Предположительная численность населения РФ до 2030 года: стат. бюллетень. М.: Госкомстат России, 2010. URL: <http://www.gks.ru>



8. *Ратникова Т.А.* Введение в эконометрический анализ панельных данных. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2010.
9. *Рощин С.Ю.* Предложение труда в России: микроэкономический анализ экономической активности населения. Препринт WP3/2003/02. М.: ГУ ВШЭ, 2003. (Проблемы рынка труда.)
10. *Рощин С.Ю., Разумова Т.О.* Экономика труда: экономическая теория труда: учеб. пособие. М.: ИНФРА-М, 2001. С. 8–12.
11. *Синявская О.В.* Как повышать пенсионный возраст в России // Отечественные записки. 2005. № 3. URL: [http://magazines.russ.ru/oz/2005/3/2005\\_3\\_13.html](http://magazines.russ.ru/oz/2005/3/2005_3_13.html)
12. *Соловьев А.К.* Актуарный прогноз пенсионной реформы в России в условиях демографических и финансовых рынков: доклад на XIII Апрельской международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества. Москва, 3–5 апр. 2012 г.
13. *Фалыхов Р.* Пенсионеров ждет 2013 год // Газета.ру. 2010. 25 окт. URL: <http://www.gazeta.ru/financial/2010/10/25/3431514.shtml>
14. *Banks J., Blundell R., Disney R., Emmerson C.* Retirement, Pensions and the Adequacy of Saving: A Guide to the Debate. IFS Briefing note No. 29. 2002.
15. *Berkel B., Börsch-Supan A.* Pension Reform in Germany: The Impact on Retirement Decisions. NBER Working Paper No. 9913. 2003.
16. *Bound J., Schoenbaum M., Stinebrickner T.P., Waidman T.* The Dynamics Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers. NBER Working Paper No. 6777. 1998.
17. *Cameron A.C., Trivedi P.K.* Microeconometrics. Methods and Applications. Cambridge University Press, 2005.
18. *Cameron A.C., Trivedi P.K.* Microeconometrics Using Stata. Stata Press, 2009.
19. *Disney R., Emmerson C., Wakefield M.* IFS Working Paper No. W03/02.
20. EU Public Health Information & Knowledge System — Demography — Population Projections. URL: [http://www.euphix.org/object\\_document/o5117n27112.html](http://www.euphix.org/object_document/o5117n27112.html)
21. *Euwals R.W., Vuuren D.J., Wolthoff R.P.* Early Retirement Behaviour in the Netherlands — Evidence from a Policy Reform. Tinbergen Institute Discussion Paper No. 2006–021/3. 2006.
22. *Haan P., Myck M.* Dynamics of Health and Labor Market Risks // Journal of Health Economics. 2009. Vol. 28. No. 6. P. 1116–1125.
23. *Hsiao C.* Analysis of Panel Data. Cambridge University Press, 1999.
24. *Sparato L.* New Tools in Micromodeling Retirement Decisions: Overview and Applications to the Italian Case. CERP. Working Paper No. 28/2. 2002.
25. *Stock J.H., Watson M.W.* Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression. NBER Technical Working Paper No. 323. 2006.

## Описательные статистики по дамки-переменным и количественным объясняющим переменным по годам

**Таблица 1.** Описание переменных и их средние значения за 2000–2004 гг.

Переменная	2000		2001		2002		2003		2004	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Возраст респондента, полных лет	68,09	68,53	68,41	68,54	68,61	68,43	69,05	68,51	69,39	68,33
Семейное положение 1 — состоит в браке, 0 — нет	0,81	0,41	0,80	0,39	0,80	0,38	0,80	0,38	0,80	0,38
Стаж Трудовой стаж, лет	42,86	36,50	42,75	36,78	42,41	36,86	42,38	36,56	Н/д	Н/д
Инвалидность 1 — инвалид, 0 — нет	0,06	0,03	0,11	0,05	0,03	0,03	0,25	0,20	0,28	0,22
Индекс здоровья 0 — хорошее здоровье, 5 — плохое	1,18	1,60	1,11	1,62	1,25	1,73	1,21	1,73	1,01	1,52
Зарплата на основной работе	1741,30	1126,96	2535,30	1815,32	3215,95	2508,88	3672,82	2963,94	4434,60	3656,99
Зарплата на основной и дополнительной работе за 30 дней, руб.	1785,57	1154,60	2588,63	1882,64	3219,86	2560,49	3745,97	3048,25	4632,26	3865,86

Переменная	2000		2001		2002		2003		2004	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Зарплата на всех	1745,55	1102,69	2528,41	1770,38	3195,74	2415,54	3679,63	3005,97	4612,07	3724,91
Пенсия	918,72	763,57	1433,66	1177,76	1838,08	1507,73	2191,96	1802,86	2483,19	2078,54
Личный нетрудовой доход	25,73	86,02	56,91	118,16	139,34	88,73	362,47	120,66	112,96	353,30
Личный доход	1236,21	952,72	1907,93	1445,21	2379,02	1899,89	2790,62	2329,73	3255,70	2820,97
Доход от собственного/собранного хозяйства	170,14	182,80	6803,60	3569,61	187,16	1225,43	3017,60	2934,72	109,59	164,15
Нетрудовой доход	21,93	31,75	40,48	32,58	22,18	39,63	20,35	41,88	32,68	85,31
Сбережения	130,42	127,00	165,57	149,54	237,61	213,89	328,25	268,99	290,21	254,34
Наличие фин. помощи другим	0,31	0,31	0,34	0,31	0,33	0,28	0,35	0,30	0,39	0,35

Переменная	2000		2001		2002		2003		2004	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Размер фин. помощи другим членам семьи	258,45	218,95	301,01	247,45	423,63	299,20	674,67	436,62	681,09	885,68
Получение фин. помощи от других членов семьи	0,19	0,22	0,20	0,22	0,18	0,21	0,20	0,24	0,21	0,25
Размер полученной фин. помощи	121,25	143,71	277,97	227,13	280,51	349,48	424,10	342,14	304,67	379,80
Количество членов семьи	2,70	2,49	2,68	2,48	2,68	2,47	2,70	2,52	2,73	2,52
Наличие детей	0,28	0,35	0,28	0,35	0,28	0,35	0,29	0,36	0,28	0,36
Наличие внуков	0,20	0,26	0,20	0,26	0,20	0,25	0,20	0,26	0,20	0,26

Переменная	2000		2001		2002		2003		2004	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Занятие садово-огородным хозяйством: 1 — да, 0 — нет	0,97	0,97	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,94	0,96	0,93
Безработица	10,57	10,50	8,80	8,46	7,45	7,17	8,48	8,24	7,99	7,62
Уровень цен	2001,11	1989,93	2967,67	3047,02	4018,42	4115,18	5032,07	5095,64	6119,71	6240,69
Средняя зарплата	2169,92	2158,48	2706,62	2739,95	3213,71	3254,56	3606,30	3616,41	4115,52	4141,07

**Таблица 2.** Описание переменных и их средние значения за 2005–2010 гг.

Переменная	2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Возраст	69,71	68,49	69,61	68,30	69,55	68,16	69,75	68,22	69,38	68,17	69,22	67,75
Семейное положение	0,81	0,38	0,83	0,38	0,82	0,38	0,81	0,38	0,83	0,39	0,83	0,40
Стаж	41,06	36,14	42,19	36,43	41,18	35,86			41,38	36,44	41,02	36,38
Инвалидность	0,31	0,25	0,32	0,26	0,33	0,27	0,31	0,27	0,31	0,27	0,29	0,25
Индекс здоровья	1,04	1,48	1,06	1,53	1,08	1,49	1,20	1,65	1,15	1,56	1,09	1,54
Зарплата на основной	5709,51	4473,72	7221,63	5343,64	9211,16	6880,09	10837,43	8434,12	10994,86	9114,66	12972,30	10586,72
Зарплата на осн. и доп.	5768,07	4563,53	7292,55	5498,89	9373,03	7029,10	11002,97	8622,44	11239,83	9339,95	13676,00	10800,84
Зарплата на всех	5709,26	4428,68	7302,45	5616,42	9252,11	6796,82	10594,71	8473,08	11065,57	9132,19	13478,53	10726,03
Пенсия	3295,75	2691,19	3795,73	3075,62	4261,87	3558,92	5511,16	4723,52	6528,84	5669,19	9564,19	8389,42
Личный нетрудовой доход	665,59	385,03	130,94	343,90	429,10	348,97	636,99	542,30	444,42	4430,54	1299,74	634,76
Личный доход	4601,45	3717,81	5341,54	4545,64	6404,18	5272,80	8239,76	7207,65	9474,71	9408,45	12865,93	11166,68
Доход от хозяйства	278,73	242,81	3042,95	1053,00	295,03	240,38	1192,70	402,84	946,13	565,82	776,05	379,72
Нетрудовой доход	84,41	78,78	202,88	122,77	62,24	121,60	90,41	168,81	185,85	128,07	292,65	192,18
Сбережения	599,05	369,81	1236,79	627,13	775,66	815,15	1471,25	900,23	1208,68	988,56	1970,64	1267,17

Переменная	2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
Наличие фин. помощи другим	0,39	0,34	0,37	0,36	0,37	0,33	0,32	0,29	0,37	0,34	0,40	0,36
Размер фин. помощи другим	1071,70	696,84	797,16	689,27	1086,96	878,50	953,14	814,62	1934,74	1404,12	2073,28	1589,02
Получение фин. помощи	0,17	0,24	0,22	0,26	0,20	0,24	0,20	0,23	0,19	0,22	0,15	0,18
Размер полученной фин. помощи	502,54	444,90	542,54	655,20	463,91	624,65	1007,40	1011,94	792,37	786,14	941,83	954,18
Количество членов семьи	2,76	2,50	2,76	2,54	2,76	2,57	2,71	2,53	2,74	2,48	2,79	2,57
Наличие детей	0,31	0,38	0,30	0,40	0,31	0,41	0,30	0,40	0,32	0,40	0,34	0,42
Наличие внуков	0,21	0,26	0,20	0,26	0,21	0,27	0,19	0,26	0,19	0,24	0,21	0,26
Занятие хозяйством	0,96	0,93	0,95	0,94	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93	0,92	0,92	0,91
Безработица	7,54	7,23	7,13	6,84	5,96	5,67	6,29	6,00	8,17	7,94	6,77	6,72
Уровень цен	7768,70	7870,97	10146,43	10201,88	12828,23	13058,83	15634,63	16058,21	17443,36	17946,17	19852,30	19891,32
Средняя зарплата	4686,73	4703,53	5263,89	5275,24	6070,66	6103,38	6884,02	6940,73	7684,25	7755,88	8751,87	8741,87

## Оценка logit-модели на панели

Таблица 3. Оценка регрессии со случайными эффектами по всем годам

	По всей выборке		Женщины		Мужчины	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Пол	0,85***	(0,145)				
Возраст	-0,41***	(0,012)	-0,42***	(0,014)	-0,39***	(0,023)
Семейное положение	-0,35***	(0,110)	-0,55***	(0,124)	0,57***	(0,258)
Стаж	0,16***	(0,008)	0,16***	(0,009)	0,15***	(0,014)
Незаконченное среднее	0,77***	(0,303)	0,78***	(0,378)	0,82*	(0,526)
Незаконченное среднее и что-то	0,79***	(0,298)	0,88***	(0,396)	0,71*	(0,458)
Среднее	1,58***	(0,294)	1,70***	(0,373)	1,32***	(0,481)
Среднее специальное	1,92***	(0,290)	1,96***	(0,368)	1,87***	(0,472)
Высшее и выше	3,68***	(0,304)	3,72***	(0,386)	3,51***	(0,490)
Индекс здоровья	-0,16***	(0,030)	-0,13***	(0,034)	-0,24***	(0,061)
Инвалидность	-1,46***	(0,134)	-1,22***	(0,162)	-1,92***	(0,239)
Пенсия	-6,14***	(0,452)	-5,55***	(0,643)	-8,88***	(1,237)
Квадрат пенсии	1,29***	(0,149)	0,75**	(0,399)	3,60***	(0,883)
Нетрудовой доход	-0,29	(0,636)	-0,31	(0,756)	0,01	(1,180)
Квадрат нетрудового дохода	0,23	(0,278)	0,24	(0,323)	0,10	(0,536)
Средняя месячная зарплата	-1,13***	(0,205)	-1,29***	(0,251)	-0,72***	(0,360)
Уровень безработицы	-0,02	(0,020)	-0,02	(0,024)	-0,04	(0,035)
Получение помощи	0,00*	(0,000)	0,00*	(0,000)	0,00	(0,000)



	По всей выборке		Женщины		Мужчины	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Наличие детей	0,44***	(0,110)	0,34***	(0,128)	0,65***	(0,212)
Наличие внуков	-0,37***	(0,120)	-0,42***	(0,141)	-0,24	(0,227)
Оказание помощи	0,49***	(0,074)	0,43***	(0,089)	0,64***	(0,134)
Константа	18,03***	(0,851)	18,51***	(1,019)	17,69***	(1,661)
/Insig2u	2,20	(0,062)	2,21	(0,074)	2,12	(0,116)
sigma_u	3,01	(0,093)	3,03	(0,112)	2,89	(0,167)
rho	0,73	(0,012)	0,74	(0,014)	0,72	(0,023)
Количество наблюдений	27 748		20 217		7531	
Количество групп	7064		5033		2031	
Количество наблюдений в группе	мин.	1	1	1	1	1
	среднее	3,9	4	4	3,7	3,7
	макс.	11	11	11	11	11
LR chi2	1816,72		1278,31		549,71	
Prob > chi2	0		0		0	
Верно предсказанные, %	85,93		86,66		84,85	
RAMSEY test — chi2(1)	117,71		101,33		18,35	
Prob > chi2(1)	0		0		0	

## Оценка tobit-модели на панели

Таблица 4. Оценка регрессии со случайными эффектами по всем годам

	По всей выборке		Женщины		Мужчины	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Пол	46,28***	(6,807)				
Возраст	-19,57***	(0,517)	-19,15***	(0,577)	-20,90***	(1,126)
Семейное положение	-14,25***	(4,999)	-20,45***	(5,338)	23,50**	(13,174)
Стаж	7,56***	(0,341)	7,46***	(0,393)	7,75***	(0,678)
Незаконченное среднее	54,97***	(14,871)	49,39***	(17,829)	73,89***	(27,970)
Незаконченное среднее и что-то	57,84***	(14,544)	59,95***	(18,459)	57,70***	(24,856)
Среднее	95,16***	(14,467)	98,82***	(17,572)	84,24***	(26,120)
Среднее специальное	106,41***	(14,264)	106,18***	(17,354)	106,78***	(25,626)
Высшее и выше	175,51***	(14,770)	171,31***	(17,969)	182,15***	(26,465)
Индекс здоровья	-7,24***	(1,324)	-5,27***	(1,455)	-14,31***	(3,023)
Инвалидность	-68,45***	(5,952)	-53,11***	(6,967)	-99,55***	(11,478)
Пенсия	-177,41***	(42,601)	-175,86***	(26,859)	-194,62***	(76,799)
Квадрат пенсии	-7,61	(43,126)	19,57	(18,506)	-28,56	(69,235)
Нетрудовой доход	-4,43	(28,328)	-10,13	(32,534)	14,67	(57,634)
Квадрат нетрудового дохода	0,69	(12,908)	-0,53	(14,489)	5,14	(27,770)
Средняя месячная зарплата	-75,79***	(9,278)	-82,73***	(10,739)	-58,05***	(18,444)
Уровень безработицы	-1,21	(0,886)	-0,58	(1,014)	-3,43**	(1,812)
Получение помощи	0,00***	(0,002)	0,00**	(0,002)	-0,01**	(0,006)
Наличие детей	17,76***	(4,851)	15,70***	(5,395)	23,58***	(10,576)
Наличие внуков	-15,32***	(5,359)	-19,48***	(5,991)	-4,41	(11,456)
Оказание помощи	19,54***	(3,157)	15,57***	(3,610)	29,32***	(6,394)
Константа	829,23***	(37,697)	816,96***	(42,797)	909,82***	(81,441)
/sigma_u	147,84	(3,191)	141,87	(3,624)	159,34	(6,506)

	По всей выборке		Женщины		Мужчины	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
/sigma_e	100,45	(1,286)	97,10	(1,453)	108,01	(2,678)
rho	0,68	(0,010)	0,68	(0,012)	0,69	(0,020)
Количество наблюдений	27 649		20 150		7499	
Количество групп	7048		5024		2024	
Количество наблюдений в группе	1		1		1	
	3,9		4		3,7	
	11		11		11	
LR chi2	2620,89		1857,43		788,33	
Prob > chi2	0,0000		0,0000		0,0000	

## Оценка порядковой logit-модели на панели

Таблица 5. Оценка сквозной регрессии по всем годам

	Коэф.	Станд. ошибка
Пол	0,77***	(0,101)
Возраст	-0,09***	(0,010)
Семейное положение	-0,07	(0,093)
Стаж	0,02***	(0,007)
Незаконченное среднее	-0,41	(0,333)
Незаконченное среднее и что-то	-0,53*	(0,324)
Среднее	-0,61**	(0,317)
Среднее специальное	-0,66***	(0,317)
Высшее и выше	-0,83***	(0,314)
Индекс здоровья	0,02	(0,029)
Инвалидность	0,04	(0,154)
Пенсия	0,25	(0,361)
Нетрудовой доход	0,61***	(0,264)
Средняя месячная зарплата	-0,56***	(0,187)
Уровень безработицы	-0,04***	(0,020)
Получение помощи	-0,32***	(0,092)
Наличие внуков	-0,04	(0,090)
Оказание помощи	-0,06	(0,068)
Нижняя граница разбиения	-6,28	(0,685)
Верхняя граница разбиения	-3,48	(0,678)
Количество наблюдений		4896
Wald chi2		143,65
Prob > chi2		0
Pseudo R2		0,0296
Верно предсказанные, %		57,52
Наивное предсказание, %		55,74
Выигрыш, %		1,78

**Ф.А. Мурадян**  
Научный  
руководитель —  
А.В. Верников  
Кафедра  
банковского дела

# Анализ конкуренции в банковском секторе региона России с учетом продуктовой сегментации

---

Данная работа посвящена изучению конкуренции на региональных рынках банковского сектора России. С использованием методологии индексов Лернера анализируется банковский сектор Татарстана в разрезе региональной принадлежности банков (местные банки и филиалы федеральных банков), рассматриваются два крупнейших продуктовых сегмента: рынок корпоративных заемщиков и рынок розничных заемщиков. Исследование показало, что сегмент корпоративного кредитования менее конкурентен, чем сегмент розничного кредитования. Кроме того, местные банки обладают большей рыночной властью в сегменте корпоративного кредитования, а филиалы федеральных банков — в сегменте розничного кредитования.

## Введение

Банковский сектор как часть финансовой системы играет значительную роль в финансировании экономики, способствуя более эффективному распределению ресурсов. Банковская система осуществляет изъятие временных свободных денежных средств одних экономических агентов, обеспечив им определенную норму доходности, и передачу их другим экономическим агентам, что позволяет последним реализовывать различные инвестиционные проекты при недостатке собственных средств. На экономический рост, а следовательно, и общественное благосостояние, значительно влияет доступ к финансированию [24]. Последний, в свою очередь, сильно зависит от уровня конкуренции в финансовой индустрии: рост конкуренции способствует снижению ставок по кредитам и снижению ограничений на займы (financial constraints) [17].

В развивающихся странах, в частности в России, недостаточно развиты финансовые рынки, и банковское кредитование является для

многих предприятий (особенно малого и среднего бизнеса) едва ли не единственным источником внешнего финансирования. По этой причине любое несовершенство рынка банковских услуг, неконкурентное поведение банков влекут серьезные издержки, сдерживающие рост экономики посредством сбоев в работе распределительного механизма [11].

В России, по данным Банка России на 1 января 2012 г. [6], действовало 978 кредитных организаций. Количество игроков на банковском рынке велико само по себе и в том числе по сравнению со странами БРИК: Бразилией (163), Китаем (370), Индией (169) [12]. Тем не менее в зарубежной и отечественной литературе банковская система России признается высококонцентрированной из-за доминирующей роли государственных банков (Сбербанк и группа ВТБ контролирует примерно 52% банковских активов), а также ярко выраженной сегментированности рынка. Другая особенность российского банковского рынка состоит в том, что многие частные банки являются кэптивными, т.е. принадлежат различным промышленным группам, обслуживают их бизнес и практически не вступают в конкуренцию с остальными банками.

В 2004 г. была проведена важная реформа в истории российского банковского сектора — учреждена система страхования вкладов, которая частично ликвидировала конкурентные преимущества государственных банков в виде неявных государственных гарантий и репутации у населения. Концентрация в сегменте вкладов физических лиц начала постепенно снижаться, однако мировой финансовый кризис 2007—2009 гг. вновь положил начало росту концентрации, в первую очередь за счет перераспределения активов в пользу банков с государственным участием. В результате доля активов государственного сектора в активах всего банковского сектора возросла до 54% [29]. С 1 января 2011 г. вступила в силу поправка в Федеральный закон «О банках и банковской деятельности» (ст. 11.2 «Минимальный размер собственных средств (капитала) кредитной организации» Федерального закона от 2 декабря 1990 г. № 395-1 «О банках и банковской деятельности»), в соответствии с которой были увеличены со 180 млн до 300 млн руб. требования по размеру собственного капитала вновь создаваемых банков. Существующим банкам предписано выполнить этот норматив к 1 января 2015 г.

Данная политика приведет к дальнейшему падению числа участников на банковском рынке. Концентрация участников в отрасли считается одним из важнейших факторов конкурентности рынка (SCP па-

радикала о связи между структурой рынка, поведением и результатами участников будет подробно описана ниже), в связи с чем представляется важным определить, насколько российский банковский сектор конкурентен, чтобы понять, как могут повлиять данные реформы на доступ к финансированию и экономический рост страны.

Россия — протяженная страна, и возникает естественный вопрос: является ли ее рынок банковских услуг единым или это совокупность региональных рынков (географическая сегментация) и рынков различных банковских услуг (продуктовая сегментация)? Трудно представить себе, что, например, два небольших банка из Поволжского и Дальневосточного регионов напрямую конкурируют друг с другом, особенно если рассматривать розничные банковские услуги. Большинство банков в нашей стране (75%, по данным Банка России) не имеют филиалов в регионах, отличных от местонахождения их головного офиса. Конкуренция в масштабах страны происходит в основном между крупнейшими федеральными банками за ограниченное число наиболее привлекательных клиентов.

С. Дробышевский и С. Пашенко [4] были первыми, кто привлек внимание к вопросу о сегментированности российского рынка банковских услуг. Авторы предложили модифицированную модель Барруша — Модешту, которая оценивала конкуренцию в целом по России в разрезе продуктовых сегментов (рынки розничных, корпоративных кредитов, рынок депозитов физических лиц), а также в разрезе разных типов клиентов (сегментация клиентов). Были получены интересные результаты: банки остро конкурируют за ограниченный круг привлекательных клиентов (в первую очередь компаний), большая же часть рынка («непривлекательные» клиенты) является слабоконкурентной. По мнению авторов, степень сегментированности клиентской базы может объяснить уровень конкуренции: более конкурентным является рынок физических лиц, который одновременно и более однороден.

С. Селянин и А. Ивантер [7] привлекли внимание к географической сегментации российского рынка. Авторы при помощи тривиальных статистических методов сравнили разные региональные банковские системы и выдвинули гипотезу о том, что регионы, в которых существуют крупные местные банки, должны быть более конкурентными по сравнению с регионами, в которых преобладают филиалы инорегиональных банков.

М. Мурехин [5] обнаружил зависимость ценообразования на ипотечные кредиты от доли ипотечных кредитов в активах регио-

нальной банковской системы, однако это противоречит модели единого рынка.

А. Анисимова и А. Верников [1] показали, что уровни конкуренции в соседних регионах со сходными параметрами (Татарстан и Башкортостан) могут существенно различаться, по мнению авторов, это говорит в пользу географической сегментированности российского рынка.

Д. Ансоатеги и др. [11] изучили конкуренцию в различных федеральных округах России и сделали вывод, что наиболее конкурентными являются Уральский и Поволжский округа, затем следует Центральный федеральный округ (включая Москву и Московскую область), а наименее конкурентен Сибирский округ. Более того, авторы выделили ряд факторов, объясняющих различия в конкуренции: уровень концентрации, количество филиалов банков, общее экономическое развитие (доля кредитов в ВРП, ВРП на душу населения, индекс экономической свободы Петрова).

Как видно из краткого обзора релевантной литературы, до настоящего момента при изучении сегментации российского рынка банковских услуг либо изучалась конкуренция в различных регионах/федеральных округах без учета продуктовой сегментации, либо изучались рынки на разные банковские продукты, но по России в целом. Настоящая работа призвана восполнить данный пробел и показать, что даже в рамках одного региона существует значительная гетерогенность уровней конкуренции в разных продуктовых сегментах.

**Цель данной работы** — оценить уровень конкуренции в банковской отрасли России с учетом географической и продуктовой сегментации. В связи с этим **задачи исследования**:

- оценить уровни конкуренции на рынках корпоративных и розничных кредитов банковского сектора Татарстана в период со второго полугодия 2008 г. по первое полугодие 2011 г.;
- сравнить уровни конкуренции в сегментах, в том числе в разрезе региональной принадлежности банков;
- определить вид конкурентного взаимодействия в каждом сегменте рынка;
- выявить тенденции в изменениях уровней конкуренции в каждом сегменте.

Оценивание будет производиться как по сегменту в целом, так и в разрезе региональной принадлежности банка. Наша гипотеза состоит в том, что филиалы федеральных банков будут обладать боль-



шей рыночной властью на рынке розничных кредитов, в то время как местные банки — на рынке корпоративных. Объяснение интуитивно: местные банки лучше знают бизнес предприятий Татарстана, поэтому, скорее всего, последние будут иметь дело именно с ними. Федеральные же банки имеют, как правило, сильные бренды и более привлекательные условия для физических лиц. Выбор продуктовых сегментов обусловлен прежде всего центральной ролью кредитования в операционной деятельности банков, а также доступными источниками данных. При формировании панели (полугодовые интервалы) были использованы данные Национального банка Республики Татарстан и Банка России. Актуальность этой работы обусловлена тем, что в России, в первую очередь по причине отсутствия данных, еще не проводились исследования по измерению конкуренции в продуктовых сегментах регионов.

## Описание объекта исследования

Банковская система Татарстана состоит из 48 функционирующих кредитных организаций, из которых 25 являются самостоятельными местными банками, а оставшиеся 23 — филиалами банков других регионов. Большое количество самостоятельных кредитных организаций — отличительная черта банковской системы Татарстана: по этому показателю республика занимает 3-е место после Москвы и Санкт-Петербурга (не считая Республику Дагестан, в которой лишь один банк владеет капиталом более 500 млн руб.). Важно отметить, что 12 из 25 банков имеют собственный капитал свыше 500 млн руб., а 8 банков — свыше 1 млрд руб. «Ак Барс» — доминирующий банк региона (39,94% активов) с уставным капиталом примерно в 30 млрд руб. — входит в число 22 крупнейших банков России. Другие крупные местные банки: Татфондбанк (9,88% активов), Акибанк (3,39%), «Девон-Кредит» (2,81%), «БТА-Казань» (2,29%), «Казанский» (1,92%), «Спурт» (2,46%), Энергобанк (2,18%) и ИнтехБанк (1,74%). Среди филиалов наибольшую долю на рынке (по активам) занимают: Сбербанк (16,76%), ВТБ (1,69%), «ЗЕНИТ» (2,41%) и Россельхозбанк (2,98%)<sup>1</sup>.

За первое полугодие 2011 г. татарстанские банки развивались опережающими темпами по сравнению со среднероссийскими: у актив-

---

<sup>1</sup> Данные из вестника Национального банка Республики Татарстан по состоянию на июль 2011 г.

ных операций наблюдался прирост 7,5% против 4,2% в целом по России, в корпоративном кредитовании — 8,4% против 7,5%, в розничном кредитовании — 15,5% против 11,5%. Кредитная поддержка реальному сектору экономики — приоритетное направление бизнеса банков — 78%-ная доля в общем кредитном портфеле. По объему кредитов экономике Татарстан занимает 1-е место в Приволжском федеральном округе и 4-е — в целом по России, уступая Москве, Санкт-Петербургу и Свердловской области. Примечательно, что большая часть (65%) совокупного кредитного портфеля сформирована местными банками: им принадлежит 68% корпоративных и 50,4% розничных кредитов. В табл. 1 представлены основные институциональные характеристики банковского сектора Татарстана в сравнении с Россией в целом.

**Таблица 1.** Институциональные характеристики банковского сектора Татарстана

Показатель	Татарстан	Россия
Население, млн*	3,8	145,2
Валовой региональный продукт (ВРП), млрд руб.**	884	32 073
Валовой региональный продукт на душу населения, тыс. руб.**	234,3	226,0
Средняя месячная зарплата, руб.**	15 207	16 426
Количество кредитных организаций	49	1 012
в том числе местных	25	—
Количество допофисов банков	547	22 001
Количество допофисов 100 тыс. чел.	14,4	15,1
Доля ссуд иностранных банков в общем объеме ссуд, %	0,84	17,5
Доля ссуд государственных банков в общем объеме ссуд, %	64,5	53,7
Совокупные активы банков, млрд руб.	556	33 804
Совокупные ссуды, млрд руб.	370	22 140
Доля ссуд нефинансовым организациям в общем объеме ссуд, %	80,1	63,5
в том числе просроченных, %	5,0	3,4
Доля розничных ссуд в общем объеме ссуд, %	16,4	18,4
в том числе просроченных, %	0,8	1,3

Показатель	Татарстан	Россия
Средства клиентов, млрд руб.	359	21 081
Доля средств юридических лиц в общем объеме средств клиентов, %	26,5	28,7
Доля депозитов физических лиц в общем объеме средств клиентов, %	48,8	46,6
Активы банков / ВРП, %	62,3	76,0
Ссуды / ВРП, %	41,8	40,8
Депозиты физических лиц / ВРП, %	22,3	22,1
Ссуды / депозиты, %	91,8	105,1

\* По данным на 2010 г.; \*\* — на 2009 г.

Источник: [1].

## Методология исследования

В данной работе конкуренция оценивается одним из методов новой эмпирической теории отраслевых рынков — через измерение индексов Лернера. Индекс Лернера определяется как разность цены и предельных издержек, деленная на предельные издержки:

$$L = \frac{P - MC}{MC},$$

где  $P$  — цена,  $MC$  — предельные издержки производства. Индекс Лернера показывает в относительном выражении, насколько банк может позволить себе установить цену выше предельных издержек. Чем выше значение индекса, тем выше уровень прибыльности банка, т.е. тем меньше конкуренция в отрасли. Нулевое значение индекса предполагает отсутствие монопольной силы: банк принимает цену своих услуг как заданную, т.е. на рынке — совершенная конкуренция.

Примем цену услуг банка равной отношению процентного дохода по займам (корпоративным или розничным для «цены» корпоративного и розничного кредита соответственно) и их объема. Аппроксимация логична: цена равна выручке, деленной на уровень выпуска. Расчет предельных издержек представляет собой громоздкую процедуру. Оценивается транслогарифмическая функция общих издержек с тремя переменными выпуска (корпоративные, рознич-

ные кредиты и прочие услуги) и тремя переменными цен на факторы производства (цена труда, цена фондирования и «цена» прочих издержек). Переменные «прочие услуги» и «прочие издержки» включаются в модель для соблюдения требований транслогарифмической функции издержек, в частности требования ее гомогенности [25]. Под «прочими услугами» понимается разность между совокупными активами, корпоративными, розничными кредитами и основными средствами. «Прочие издержки» есть разность между операционными затратами (счет 26000) и затратами на персонал. Данная спецификация функции общих издержек была эффективно использована в большинстве работ по банковской конкуренции (см., в частности, [26; 16; 21; 11]).

Фунгачова и др. [21] избрали этот подход для измерения интенсивности конкуренции Российской Федерации в период 2001–2007 гг. Ниже приводится формула транслогарифмической функции издержек с одним выпуском ( $y$ ), использованная авторами.

$$\ln TC = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + 0,5\alpha_2 (\ln y)^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln w_j + \\ + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln w_j \ln w_k + \sum_{j=1}^3 \ln y \ln w_j + \varepsilon,$$

где  $y$  — совокупные активы;  $w_1$  — цена труда (расходы на персонал/совокупные активы);  $w_2$  — цена физического капитала (непроцентные расходы/совокупные активы);  $w_3$  — цена финансового капитала (процентные расходы/совокупные активы).

Приняв за цену услуг банка отношение валовой выручки к совокупным активам, авторы рассчитали индекс Лернера для каждого банка, с помощью которого в сравнении с другими странами оценена интенсивность конкуренции в Российской Федерации. Средний индекс Лернера оказался равным 21,4%, что типично для развитых стран. Авторы отмечают, что несмотря на высокие темпы роста ВВП и общее улучшение экономической конъюнктуры в стране данный показатель лишь незначительно улучшился (снизился) за семилетний период.

Кроме того, в работе были оценены регрессии индекса Лернера на ряд переменных. Дамми переменные, отвечающие за тип собственности, оказались незначимыми, т.е. банки из разных групп (иностран-

ные, крупные федеральные, государственные и средние частные) конкурируют по одним правилам. Однако следует отметить, что за рассматриваемый период рыночная власть государственных банков в основном неуклонно снижалась, а крупных федеральных и иностранных — увеличивалась. Поэтому в целом индекс Лернера снизился лишь незначительно. Коэффициент при индексе Херфиндала (по активам) получился положительным, что не отвергает гипотезу структурного подхода о важности концентрации. Размер банка, измеряемый активами, оказался значимым и влияющим на конкуренцию по параболическому закону. В начале рост активов увеличивает маржу банка за счет эффекта масштаба, а также феномена «слишком большой, чтобы обанкротиться» (too big to fail), а после накопления определенного объема активов маржа начинает падать. Макроэкономические переменные, такие как «темпы промышленного роста» и «инвестиционный риск», получились положительными и значимыми. Первый результат противоречит общепринятому мнению, что с ростом ВВП растет интенсивность конкуренции.

3. Фунгачова и др. [21] делают в работе следующие выводы:

1) ситуация с конкуренцией на российском рынке не настолько критична, насколько ее принято таковой считать (индекс Лернера находится на приемлемом уровне);

2) облегчение доступа иностранным банкам на рынок, а также дальнейшая приватизация совсем не обязательно приведут к большей конкуренции (без того рыночная власть госбанков падала, в то же время росла власть других групп; дамми-переменные, отвечающие за собственность, незначимы!);

3) запрет слияний и поглощений в банковской среде также вовсе не обязательно приведет к росту конкуренции, поскольку влияние размера активов банка на конкуренцию происходит не по линейному закону.

Д. Ансоатеги и др. [11] используют эту же методологию для разностороннего анализа конкуренции в российском банковском секторе в период с 2002 по 2008 г. Сначала они оценивают средний индекс Лернера по России и сравнивают его с аналогичным показателем других представителей БРИК: Бразилии, Китая и Индии, и приходят к заключению, что уровень конкуренции в России выше, чем в Китае и Индии, но ниже, чем в Бразилии. Затем авторы начинают изучать аспект сегментации российского рынка. Они делят банки на две группы по разным критериям: банки топ-20 и остальные; государствен-

ные банки и частные; банки с иностранным участием и российские; ритейл-банки и банки, ориентированные на корпоративных клиентов. Получены интересные выводы: рыночная власть банков из топ-20 и государственных банков значительно выше, чем в противоположных группах. По остальным критериям различий выявлено не было, т.е. иностранные банки не обладают большей рыночной властью по сравнению с российскими; ритейл-банки и корпоративные банки функционируют в сходных рыночных условиях.

Наконец, авторы обращают внимание на географическую сегментированность российского рынка и ставят задачу измерить и сравнить конкуренцию во всех федеральных округах страны. Наиболее конкурентными оказались Уральский, Поволжский и Центральный округа, а наименее конкурентным — Сибирский округ. Факторы, коррелирующие с данным распределением уровней рыночной власти: уровень концентрации (прямая зависимость), количество филиалов (отрицательная зависимость) и общее экономическое развитие (отрицательная зависимость). Важно отметить, что в проведенном анализе географической сегментации есть определенная доля условности. Авторы не располагали данными по результатам деятельности и балансовым показателям филиалов банков, поэтому при подсчете уровня конкуренции в округе считали, что финансовая отчетность филиала тождественна консолидированной отчетности банка, т.е. при оценке уровня конкуренции в Сибирском округе, например, у Сбербанка использовалась консолидированная отчетность.

А. Анисимова и А. Верников [1] внесли свой вклад в разработку темы географической сегментации российского рынка, измерив и сравнив рыночную власть двух российских регионов — Татарстана и Башкортостана. Были оценены индексы Лернера за период с 2008 по 2010 г. и выявлено, что Башкортостан имеет более конкурентный банковский сектор. В этом исследовании использованы уникальные данные по региональным филиалам банков: были доступны балансовые данные каждого банка, функционирующего в регионе; данные по результатам деятельности доступны не были, однако к ним применялась процедура аллокации, триггером которой выступала доля активов банка в рассматриваемом регионе.

Вернемся к методологии нашего исследования. Во всех рассмотренных выше работах при оценивании предельных издержек использовалась транслогарифмическая функция издержек с одной переменной выпуска (совокупные активы), так как ставилась цель измерить

уровень конкуренции в целом по региональному сектору. Задача настоящего исследования — измерение конкуренции в двух продуктовых сегментах, поэтому (с учетом требования гомогенности) нам требуется три переменных выпуска. В общем случае правая часть транслогарифмической функции издержек представляет собой сумму логарифмов выпусков, их квадратов, сумму логарифмов цен на факторы производства, их квадратов, сумму перекрестных произведений логарифмов цен на факторы производства, сумму перекрестных произведений логарифмов выпусков, сумму перекрестных попарных произведений логарифмов цен на факторы производства и выпуска и сумму логарифмов контрольных переменных и их квадратов. Для того чтобы подсчитать предельные издержки ( $MC$ ), необходимо взять производную по выпуску. Ниже представлена формула для функции издержек с одним выпуском:

$$MC = \frac{TC}{y} (\alpha_1 + \alpha_2 \ln y + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln w_j).$$

В случае с тремя выпусками, чтобы получить предельные издержки производства корпоративных кредитов, например, необходимо взять производную по переменной выпуска корпоративных кредитов. В этом огромное преимущество данной методологии: она позволяет естественным образом учесть продуктовую сегментацию.

После того как оценены предельные издержки и подсчитаны цены, можно вывести индексы Лернера для каждого банка для каждого временного промежутка. В настоящей работе исследуется конкуренция в шести полугодовых интервалах со второго полугодия 2008 г. по первое полугодие 2011 г. Основные источники данных при формировании панельной выборки — официальный сайт Банка России (URL: [cbr.ru](http://cbr.ru)) и вестники Национального банка Республики Татарстан. Благодаря последним доступны балансовые данные по филиалам региона. Однако информация из отчетов о прибылях и убытках по филиалам не предоставляется, поэтому к названным показателям была применена процедура аллокации. Основной ее драйвер — доля активов в регионе в общем объеме активов банка, что вполне логично: чем большим объемом активов располагает банк в регионе, тем больший объем выручки он, вероятно, в этом регионе и извлекает. В табл. 2 приводится описание использованных переменных.

**Таблица 2.** Обозначение и расчет использованных переменных

Название переменной	Обозначение	Расчет
Цена услуг банка	$P$	Отношение процентного дохода от кредитования (счета 11115 и 11112) к объему кредитов
Совокупные издержки	$TC$	Сумма процентных (счета 21000), прочих издержек (разность 26000 и 26100) и издержек на персонал (счет 26100)
Корпоративные кредиты	$Corp\_loans$	
Розничные кредиты	$Ret\_loans$	
Прочие услуги	$Other\_loans$	Совокупные активы – Корпоративные кредиты – Розничные кредиты – Основные средства
Цена труда	$labor$	Отношение издержек на персонал (счет 26100) и совокупных активов
Цена фондирования	$funding$	Отношение процентных издержек (счет 21000) и обязательств
Цена прочих затрат	$other\_exp$	Отношение прочих затрат (разность 26000 и 26100) и основных средств
Лeverедж	$Leverage$	Отношение собственного капитала и совокупных активов

## Результаты исследования

Транслогарифмическая функция издержек была оценена методом наименьших квадратов (МНК) с фиксированными эффектами с использованием эконометрического пакета STATA 11. Результаты показаны в табл. 3.

$P$ -value  $F$ -статистики указывает на адекватность регрессии в целом. Модель имеет высокое значение  $R^2_{within}$ , что свидетельствует о качестве «подгонки» модели. Большая часть вариации данных ( $rho = 92,9\%$ ) приходится на индивидуальные эффекты. Регрессоры имеют с ними значительную корреляцию ( $corr(ui, xb) = 0,5222$ ), что говорит в пользу оценивания модели с фиксированными эффектами. Кроме того, данный метод был выбран по логическим соображениям.



**Таблица 3.** Результаты оценивания транслогарифмической функции издержек

Переменная	Коэффициент	P-value
$\text{Ln}(\text{corp\_loans})$	0,356	0,109
$\text{Ln}(\text{corp\_loans})^2$	0,091	0,000
$\text{Ln}(\text{ret\_loans})$	0,814	0,000
$\text{Ln}(\text{ret\_loans})^2$	0,037	0,001
$\text{Ln}(\text{other\_loans})$	0,298	0,129
$\text{Ln}(\text{other\_loans})^2$	0,068	0,000
$\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp})$	1,581	0,000
$\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp})$	-0,079	0,812
$(\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))^2$	-0,000	0,933
$(\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))^2$	0,012	0,454
$(\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp})) \cdot (\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	0,022	0,478
$\text{Ln}(\text{corp\_loans}) \cdot \text{Ln}(\text{ret\_loans})$	-0,086	0,000
$\text{Ln}(\text{corp\_loans}) \cdot \text{Ln}(\text{other\_loans})$	-0,111	0,000
$\text{Ln}(\text{ret\_loans}) \cdot \text{Ln}(\text{other\_loans})$	-0,029	0,111
$\text{Ln}(\text{corp\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	-0,013	0,533
$\text{Ln}(\text{corp\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	0,013	0,567
$\text{Ln}(\text{ret\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	0,010	0,542
$\text{Ln}(\text{ret\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	-0,020	0,337
$\text{Ln}(\text{other\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{labor}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	-0,064	0,003
$\text{Ln}(\text{other\_loans}) \cdot (\text{Ln}(\text{funding}) - \text{Ln}(\text{other\_exp}))$	0,044	0,014
$\text{Ln}(\text{leverage})$	-1,287	0,001
$\text{Ln}(\text{leverage})^2$	-0,388	0,000
$R^2$ within	0,9479	
Corr ( $u_i$ , $xb$ )	0,5222	
Prob > F	0,000	
Rho	0,929	
F-test that all $u_i = 0$ :	0,000	

ям: наши наблюдения (банки Татарстана) не могут быть описаны как случайная выборка из генеральной совокупности, чего требует модель оценивания со случайными эффектами. Тест Хаусмана подтверждает

это эмпирически. Последняя строчка в таблице показывает результаты теста на значимость индивидуальных эффектов, который свидетельствует против модели сквозной регрессии (индивидуальные эффекты значимы). Временные дамми оказались незначимы, поэтому не были включены в модель.

Учитывая небольшое количество наблюдений по причине относительно короткого временного интервала, признаем значимость коэффициентов регрессии удовлетворительной. Знаки коэффициентов, которые можно предугадать, совпадают с ожиданиями: коэффициенты при переменных выпуска и левереджа положительные, что означает рост издержек при росте выпуска и рост издержек при увеличении доли собственного капитала в пассивах. Следует пояснить, что переменные цен на факторы производства для удобства оценки (следуя [25]) были записаны в терминах «прочих издержек», т.е. всего в регрессионной модели присутствует две цены на факторы производства: разность логарифмов цены на труд и цены прочих издержек и разность логарифмов цены фондирования и цены прочих издержек (седьмой и восьмой регрессор в табл. 3 соответственно).

На основе полученных коэффициентов из оцененной регрессии были посчитаны предельные издержки для корпоративного кредитования и розничного кредитования. Формула для подсчета представляет собой производную по переменной выпуска соответствующего кредита. Некоторые значения предельных издержек получились отрицательными, вероятно, из-за несовершенства регрессионной оценки и самих данных, и были исключены из выборки. Затем были подсчитаны цены и сами индексы Лернера для каждого банка в каждом временном интервале.

В табл. 4 предоставлены средние значения индексов Лернера за весь оцениваемый период с разбивкой на местные банки и филиалы инорегиональных банков. На основе анализа этой таблицы можно сделать интересный вывод: местные банки устойчиво (на протяжении всего рассматриваемого интервала) сохраняют большую рыночную власть на сегменте корпоративного кредитования (если опустить примерное равенство индексов в первом полугодии 2009 г.), в то время как филиалы — на сегменте розничного кредитования. Это подтверждает нашу гипотезу: местные банки лучше знают бизнес в Татарстане, поэтому местные компании обслуживаются именно у них. Инорегиональные же банки обладают сильными брендами, более диверсифи-

цированной, дешевой ресурсной базой, поэтому более популярны у физических лиц.

**Таблица 4.** Индексы Лернера с разбивкой на типы банков

Год	Розничные кредиты		Корпоративные кредиты	
	местные	филиалы	местные	филиалы
2008 (2)*	0,46	0,56	0,52	0,50
2009 (1)	0,39	0,56	0,53	0,54
2009 (2)	0,46	0,54	0,62	0,51
2010 (1)	0,38	0,55	0,61	0,43
2010 (2)	0,39	0,57	0,59	0,44
2011 (1)	0,33	0,52	0,59	0,41

\* Здесь и далее цифры в скобках обозначают полугодие.

В табл. 5 представлены средние значения индексов Лернера по двум продуктовым сегментам без разбивки на типы банков. Ясно видно, что корпоративный сегмент кредитования более монополизирован, чем розничный, что согласуется с результатами по России в целом, полученными Дробышевским и Пашенко [4].

**Таблица 5.** Индексы Лернера по продуктовым сегментам

Год	Розничные кредиты	Корпоративные кредиты
2008 (2)	0,51	0,51
2009 (1)	0,48	0,53
2009 (2)	0,50	0,58
2010 (1)	0,46	0,54
2010 (2)	0,48	0,54
2011 (1)	0,41	0,53

На рис. 1 вся вышеуказанная информация представлена графически. Можно увидеть позитивную тенденцию: индексы Лернера в обоих сегментах со временем снижаются, что говорит об усилении конкуренции.

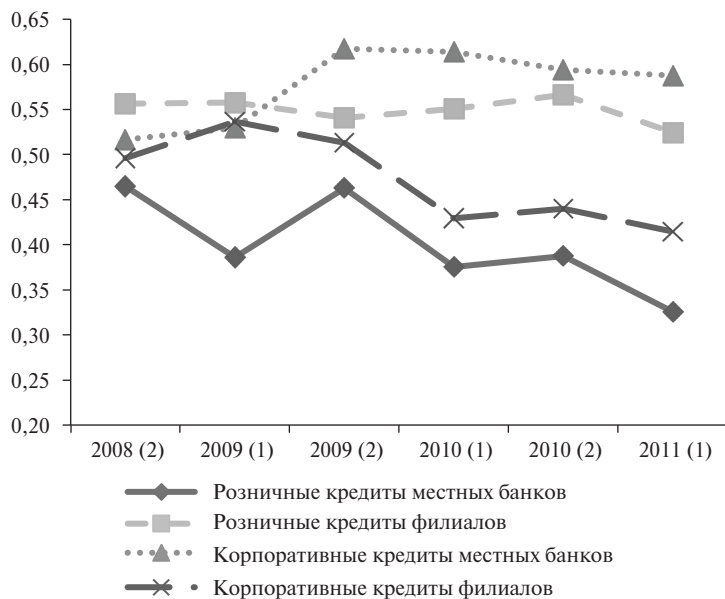


Рис. 1. Индексы Лернера

## Заключение

В работе было проведено эмпирическое исследование конкурентной среды в двух продуктовых сегментах банковского сектора Татарстана: рынке корпоративного и розничного кредитования. Исследование опиралось на подход, предполагающий измерение индексов Лернера. Была использована спецификация транслогарифмической функции издержек, предложенной М. ван Левенштайном и Дж. Биккером [25], которая позволяет естественным образом учесть продуктовую сегментацию. Функция включает несколько переменных выпуска, и при подсчете предельных издержек производства конкретной услуги берется производная по соответствующей переменной выпуска. Цена услуг банка рассчитывалась как отношение дохода от данного вида кредитования к объему выпущенных кредитов.

Анализ полученных значений индексов Лернера позволяет сделать следующие выводы:

- сегмент корпоративного кредитования менее конкурентен, чем сегмент розничного кредитования;
- местные банки обладают большей рыночной властью на сегменте корпоративного кредитования;
- филиалы федеральных банков обладают преимуществами в конкуренции на рынке розничных кредитов;
- рынки обоих сегментов функционируют в рамках монополистической конкуренции;
- существует тенденция снижения рыночной власти в обоих сегментах и, следовательно, конкуренция усиливается.

Данная работа дополняет исследование А. Анисимовой и А. Верникова [1], посвященное изучению географической сегментации в рамках российской банковской системы. Авторы на примере анализа и сравнения региональных рынков Татарстана и Башкортостана показали, что конкурентная среда в разных регионах России существенно отличается и такое понятие, как «российский банковский рынок», является теоретической абстракцией. В настоящей работе изучалась продуктовая сегментация и были выявлены новые закономерности, которые остались бы незамеченными при анализе банковского рынка России в целом. Было продемонстрировано, что даже в рамках одного географического сегмента могут функционировать сегменты с существенно разными уровнями конкуренции.

Таким образом, выводы, сделанные из анализа «общего» российского рынка банковских услуг, могут не соответствовать действительности, поскольку это равнозначно измерению «средней температуры по больнице»: в продуктивном сегменте одного региона может быть острая конкуренция, близкая к совершенной, в то время как в другом сегменте рынок может приближаться к монопольному. При агрегировании (следуя модели Панзара — Росса, например) мы получим, что рынок находится в состоянии монополистической конкуренции, что в корне неверно. Выводы о конкурентности рынка, полученные на основе «общих» тестов, вовсе не означают, что все банки обязательно конкурируют друг с другом. Данные соображения могут быть учтены при проведении антимонопольной политики.

## Источники

1. *Анисимова А., Верников А.* Структура рынка банковских услуг и ее влияние на конкуренцию (на примере двух российских регионов) // Деньги и кредит. 2011. № 11. С. 53–63.
2. Банк России. Информация по кредитным организациям // Официальный сайт Банка России. URL: <http://cbr.ru/credit/forms.asp>
3. Банковский вестник Национального банка Республики Татарстан.
4. *Дробышевский С., Пащенко С.* Анализ конкуренции в российском банковском секторе // Научные труды ИЭПП. 2006. № 96.
5. *Мурехин М.* Анализ целостности российского рынка банковских услуг. Магистерская диссертация. ГУ ВШЭ, 2008.
6. Обзор банковского сектора Российской Федерации. Апр. 2012 г. № 114 // Официальный сайт Банка России. URL: [http://www.cbr.ru/analytics/bank\\_system/obs\\_ex.pdf](http://www.cbr.ru/analytics/bank_system/obs_ex.pdf)
7. *Селянин С., Ивантер А.* Альтруистов нет // Эксперт. 2008. № 18. С. 50–55.
8. Федеральный закон от 2 декабря 1990 г. № 395-1 «О банках и банковской деятельности».
9. *Admiraal P., Caree M.* Competition and Market Dynamics on the Russian Deposits Market // ERIM Report Series Research and Management No. ERS-2000-25-STR.
10. *Anisimova A., Muradyan P., Vernikov A.* Competition Impact of Market Structure: The Case of Banking Services Markets in two Russian Regions. SSRN Working Papers. 2012. URL: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1919817](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1919817)
11. *Anzoátegui D., Martínez Peria M.S., Melecky M.* Bank Competition in Russia: An Examination at Different Levels of Aggregation // Emerging Markets Review. 2012. Vol.13. No. 1. P. 42–57.
12. *Anzoátegui D., Martínez Peria M.S., Melecky M.* Banking Sector Competition in Russia. Policy Research Working Paper No. 5449. The World Bank. 2010.
13. *Bikker J.A., Haaf K.* Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: A Review of the Literature. De Nederlandsche Bank. Research Series Supervision No. 27. 2000.
14. *Bikker J.A., Shaffer S., Spierdijk L.* Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium. DNB Working Paper No. 225. 2009.
15. *Bresnahan T.F.* The Oligopoly Solution Concept is Identified // Economic Letters. 1982. Vol. 10. P. 87–92.
16. *Carbo-Valverde S., Kane E.J., Rodriguez-Fernandez F.* Evidence of Regulatory Arbitrage in Cross-Border Mergers of Banks in the EU. NBER Working Paper Series No. 15447. 2009.

17. *Cetorelli N., Gambera M.* Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence From Industry Data // *Journal of Finance*. 2001. Vol. 56. No. 2. P. 617–648.
18. *Claessens S., Demirguc-Kunt A., Huizinga H.* How Does Foreign Entry Affect Banking Markets? // *Journal of Banking and Finance*. 2001. Vol. 25. No. 5. P. 891–911.
19. *Claessens S., Laeven L.* What Drives Bank Competition? Some International Evidence // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2003. Vol. 36. No. 3. P. 563–583.
20. *Fernandez de Guevara J., Maudos J.* Explanatory Factors of Market Power in the Banking System // *The Manchester School*. 2007. Vol. 75. No. 3. P. 275–297.
21. *Fungáčova Z., Solanko L., Weill L.* Market Power in the Russian Banking Industry // *International Economics*. 2010. Vol. 124. No. 4. P. 127–145.
22. *Gelos G., Roldós J.* Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking System. IMF Working Paper No. 186. 2002.
23. *Jeon Y., Miller S.* Bank Concentration and Performance. University of Connecticut Working Paper Series No. 25. 2002.
24. *Levine R.* Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda // *Journal of Economic Literature*. 1997. Vol. 35. No. 2. P. 688–726.
25. *Leuvensteijn M. van, Bikker J.A., Rixtel A. van, Sorensen C.K.* A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area. European Central Bank Working Paper No. 768. 2007.
26. *Maudos J., Solis L.* The Determinants of Net Interest Income in the Mexican Banking System: An Integrated Model // *Journal of Banking and Finance*. 2008. Vol. 33. No. 10. P. 1920–1931.
27. *Panzar J.C., Rosse J.N.* Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium // *Journal of Industrial Economics*. 1987. Vol. 35. No. 4. P. 443–456.
28. *Smirlock M.* Evidence on the (non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1985. Vol. 17. No. 1.
29. *Vernikov A.* Government Banking in Russia: Magnitude and New Features, IWH Discussion Papers. Halle Institute for Economic Research. No. 13. 2011.

**О.А. Норкина**

Научный  
руководитель —  
Д.А. Веселов

Кафедра  
макрэкономического  
анализа

# Координационная ловушка бедности в модели с двумя регионами

---

**В работе представлена модель координационной ловушки бедности с гетерогенными агентами для двух регионов, которая позволяет объединить два подхода к анализу экономического роста: с точки зрения ловушки бедности и миграции. Неодинаковые способности агентов к образованию и стратегическая взаимосвязанность решений работников и фирм соответственно об инвестициях в образование и R&D приводят к существованию множественного равновесия. Выбор равновесия зависит от ожиданий агентов относительно инвестиционных решений друг друга и фундаментальных факторов (уровня производительности труда в регионе, издержек открытия вакансии и т.д.). Построенная модель также позволяет проверить гипотезу о том, может ли межрегиональная миграция помочь экономике региона выбытия выйти из ловушки бедности, и выявить условия, при которых подобный эффект возможен.**

## Введение

Итогом прошедшего десятилетия экономического процветания стал не только рост подушевого дохода практически во всех странах мира, но и усугубившееся неравенство в распределении доходов [1]. Россия здесь не исключение: доля дохода, принадлежащая 20% самых бедных, по данным Всемирного банка, в период с 2002 по 2006 г. снизилась с 7 до 5%. В результате роста неравенства в распределении доходов усугубилась социальная сегментация общества, увеличился класс наиболее бедных по отношению к численности населения страны. Это вызывает обеспокоенность у экономистов и политиков, так как класс наиболее бедных характеризуется не только невысоким доходом, но и низким уровнем образования, квалификации, высокой нормой безработицы и т.д. Увеличение уровня бедности, усиление неравенства может привести к попаданию в ловушку бедности как страны, так и региона или агента на микроуровне, где ловушка бедности определяется



как состояние экономики, в рамках которого существуют самоподдерживающиеся механизмы, препятствующие развитию. Более того, отсутствие вакансий в высокопроизводительном секторе экономики как результат ловушки бедности толкает агентов на переезд в другую страну. Мигранты ориентируются на возможность найти работу и на ожидаемое изменение заработной платы в стране прибытия [2]. Миграция образованных агентов, или «утечка мозгов», рассматривалась в литературе до недавнего времени, как исключительно негативное явление для страны выбытия. Однако последние исследования, например работы Байне и др. [7] или Де ла Круа и Докера [8], показали, что уровень человеческого капитала в стране выбытия может расти при увеличении потенциального числа мигрантов.

В данной работе мы строим модель координационной ловушки бедности для двух регионов одной страны с гетерогенными агентами. Показано, как неодинаковые способности агентов к образованию и взаимосвязанность решений работников и фирм об инвестициях соответственно в образование и инновации могут привести к существованию множественного равновесия. Мы также рассматриваем расширение модели, где допускаем возможность миграции образованных агентов между двумя регионами. В работе выявлено, что в равновесии увеличение количества мигрантов приводит к росту вероятности найма в современном секторе региона выбытия, это ведет к росту ожидаемых выгод от образования. Тогда больше агентов в регионе выбытия начинают получать образование, чтобы мигрировать в регион прибытия. Следовательно, увеличение количества мигрантов способствует повышению уровня человеческого капитала в регионе выбытия и во всей стране (эффект «brain gain»). Таким образом, гипотеза о положительном влиянии миграции на уровень человеческого капитала не отклоняется.

Исследование в большей степени базируется на работах Реддинга [15], Хории, Сасаки [13] и Де ла Круа, Докера [8]. Наша работа имеет следующие отличия от вышеназванных.

- Мы рассматриваем экономику с гетерогенными агентами. В данной работе именно способности агента к образованию являются ключевым фактором при принятии решений об образовании, что в дальнейшем влияет на вероятность найма в высокопроизводительном секторе экономики.

- В модель вводится положительный внешний эффект влияния количества образованных агентов на производительность современного сектора, что приводит к множественному равновесию.

- Тестируется гипотеза «brain gain» в случае, когда решения фирм и работников об открытии вакансий и образовании являются стратегическими комплементариями.

Статья построена следующим образом: в разделе 1 дано краткое описание исследований по теории роста и миграции: в разделе 2 представлена базовая модель ловушки бедности, показано, как комплементарность решений фирм и работников об инвестициях может привести к существованию множественного равновесия: в разделе 3 дано расширение модели, где мы допускаем миграцию образованных агентов и, наконец, в заключении изложены выводы.

## 1. Краткий обзор литературы

В рамках шумпетерианской теории созидательного разрушения одной из причин возникновения ловушки бедности является провал координации между фирмами и работниками, принимающими решения соответственно об открытии вакансий и образовании [15]. Существование множественного равновесия обусловлено стратегической комплементарностью решений работников и фирм об инвестициях и неделимостью издержек в R&D. В работе Асемоглу [5] также рассматривается стратегическое взаимодействие между работником и фирмой при принятии решений относительно осуществления инвестиций, но в контексте несовершенного рынка труда, что создает дополнительный внешний эффект и приводит к возникновению множественного равновесия. Несовершенства на рынке капитала часто считаются еще одной причиной возникновения ловушки бедности [11; 14]. В условиях изначально неравного распределения доходов и фрикционного финансового рынка (в результате чего ставки по кредитам для бедных выше, чем для богатых) в долгосрочном периоде общество делится на две группы: перманентно бедных и богатых.

В свою очередь, бедность, а также отсутствие экономического роста и соответственно рабочих мест относятся к числу причин, по которым агенты (особенно образованные) мигрируют в другую страну/регион [2]. Феномен «утечки мозгов», т.е. миграция квалифицированной рабочей силы по политическим и экономическим мотивам, анализируется в литературе с двух сторон: в одних исследованиях выявляются причины миграции, в других — последствия «утечки мозгов» для страны выбытия. И если с причинами миграции все более менее ясно, то последствия для страны выбытия четко не определены.

«Утечка мозгов» может оказать негативное влияние на экономический рост в стране выбытия, если квалифицированный и неквалифицированный труд являются комплементами, так как миграция ведет к потере в уровне человеческого капитала страны выбытия. Вместе с тем недавние исследования показывают, что «утечка мозгов» способна привести к росту накопления человеческого капитала в стране выбытия [8]. Такая гипотеза в литературе известна как «brain gain» [7], т.е. положительное влияние миграции квалифицированного труда на уровень человеческого капитала в стране выбытия.

## 2. Базовая модель

Проанализируем базовую модель закрытой экономики одного региона, т.е. модель без миграции образованных работников. В базовой модели покажем, как комплементарность решений гетерогенных агентов о получении образования и фирм об открытии вакансий приводит к множественному равновесию.

### Домашние хозяйства

Рассмотрим экономику перекрывающихся поколений. Агенты живут два периода, их ожидания рациональны. Время дискретное, т.е.  $t = 1, 2, 3, \dots$ . Рассматриваемая экономика состоит из двух регионов. Пусть экономика в каждом регионе населена конечным числом агентов, обозначаемых индексом  $i$ . Нормируем население каждого региона к единице. Агенты делают выбор относительно получения или неполучения образования в первом периоде жизни. В конце первого периода они принимают решение о том, в каком регионе работать, а во втором — заняты в производственном секторе экономики. Между собой агенты различаются только способностями к образованию. Мы рассматриваем агентов с такими различиями, чтобы учесть стратификацию российского общества и рынка труда. Имеется в виду различие в уровне образования и квалификации среди агентов. Различные способности к образованию выражены разными вероятностями для агентов успешно закончить учебное заведение. Пусть вероятность успешного окончания учебного заведения для  $i$ -го агента в момент времени  $t$  составляет  $q_{t,i} \in (0,1)$ . Вероятность успешно закончить учебное заведение равномерно распределена на отрезке  $(0,1)$ .

В каждом регионе существует два сектора — традиционный и современный. В традиционном секторе может найти работу агент с образованием и без такового, тогда как в современном секторе могут работать только образованные агенты. В каждом периоде агенты наделены единицей времени. В первом периоде агент может получать образование или пойти работать только в традиционный сектор. Труд агента в традиционном секторе оплачивается  $w_t$  в соответствии с его предельной производительностью. Если агент получает образование, то на это ему необходимо затратить долю времени  $\rho$ . Тогда его доход в первом периоде составит  $(1 - \rho)w_t$ . Если агент не получает образование, то всю единицу времени он работает в традиционном секторе с доходом  $w_t$ .

Во втором периоде только агент, получивший образование, может искать работу в современном секторе. Агент, не получивший образование, идет работать в традиционный сектор<sup>1</sup>. В этом секторе всегда можно найти работу, так как он предполагает самозанятость. Рынок труда в современном секторе фрикционный [5]. Агент может найти работу только в случае, если фирма откроет вакансию. Пусть с вероятностью  $p_{t+1}$  образованный агент найдет работу в современном секторе,  $p_{t+1} \in (0,1)$ . Если такой агент успешно находит вакансию в современном секторе, то вместе с предпринимателем они производят [8]

$$y_{t+1} = A(E_{t+1})^\alpha, \quad (1)$$

где  $E_{t+1}$  — доля образованных агентов в населении региона в период  $t + 1$ .

По аналогии с работой [8] мы рассматриваем технологический внешний эффект Лукаса и предполагаем, что производительность труда в современном секторе — это вогнутая функция от отношения числа образованных работников в регионе к населению региона, т.е. с ростом количества образованных агентов производительность квалифицированных работников также возрастает.  $A$  — фиксированный эффект в регионе<sup>2</sup>,  $\alpha \in (0,1)$  — эластичность производительности

---

<sup>1</sup> Необразованный агент и предприниматель вместе производят 0 единиц выпуска. Тогда заработные платы в современном и традиционном секторе равны. Однако рынок труда в современном секторе фрикционный, и есть вероятность не получить работу. Соответственно у необразованного агента нет стимулов искать там работу, поскольку существует риск.

<sup>2</sup> В параметр  $A$  входят переменные, не включенные явным образом в модель, влияние которых на производительность в современном секторе остается неизменным на протяжении длительного периода времени.

в современном секторе по количеству образованных агентов в регионе.

Из совместно произведенного выпуска  $y_t + 1$  предприниматель выплачивает работнику резервную заработную плату в размере  $w_{t+1}$ , а остаток работник и предприниматель делят между собой в фиксированной пропорции  $\beta$  и  $(1 - \beta)$  соответственно,  $\beta \in (0,1)$  [15]. Параметр  $\beta$  можно рассматривать как переговорную силу работника. Тогда чистый доход фирмы от найма образованного работника составит  $(1 - \beta)(y_{t+1} - w_{t+1})$ , т.е. совокупный доход фирмы за вычетом издержек на оплату труда. Зарботная плата работника в современном секторе равна заработной плате работника в традиционном секторе и составляет  $w_{t+1}$  плюс доля  $\beta$  от чистого дохода фирмы.

С вероятностью  $(1 - p_{t+1})$  образованный работник не найдет вакансию в современном секторе и будет работать в традиционном, где его труд оплачивается в соответствии с предельной производительностью труда  $w_{t+1}$ . Вероятность найма определяется эндогенно в модели и будет рассмотрена позднее.

Агент решает задачу максимизации ожидаемых доходов, где  $\gamma$  — коэффициент дисконтирования,  $\gamma < 1$ .

### Задача $i$ -го агента

Каждый агент в первом периоде решает следующую задачу: получать или не получать образование при заданных параметрах модели.

Определим ожидаемые выигрыши  $i$ -го агента от двух альтернатив: получения образования и неполучения образования.

- Доход агента, не получающего образование в течение жизни, составит:

$$w_t + \gamma w_{t+1}. \quad (2)$$

Если агент решает получать образование, то он затратит на это долю  $\rho$  времени первого периода, но с вероятностью  $(1 - q_{t,i})$  не закончит учебное заведение и пойдет работать в традиционный сектор. Тогда его ожидаемый доход составит  $(1 - q_{t,i})w_{t+1}$ .

Однако с вероятностью  $q_{t,i}$  агент успешно закончит учебное заведение и устроится на работу в современный сектор, где будет получать  $\beta(y_{t+1} - w_{t+1}) + w_{t+1}$ . Агент будет получать данный доход с вероятностью  $p_{t+1}$ , так как только с этой вероятностью он найдет свободную вакансию.

Тогда его ожидаемый доход составит  $q_{i,j}(\beta(y_{t+1} - w_{t+1}) + w_{t+1})p_{t+1}$ . С вероятностью  $(1 - p_{t+1})$  получивший образование агент не найдет работу в современном секторе и будет работать в традиционном секторе за заработную плату  $w_{t+1}$ . Тогда его ожидаемый доход составит  $q_{i,j}(1 - p_{t+1})w_{t+1}$ .

• Ожидаемый доход агента, получившего образование, составит:

$$(1 - \rho)w_t + \gamma \left[ (1 - q_{i,j})w_{t+1} + q_{i,j}(\beta(y_{t+1} - w_{t+1}) + w_{t+1})p_{t+1}^e + q_{i,j}(1 - p_{t+1}^e)w_{t+1} \right], \quad (3)$$

где  $p_{t+1}^e$  — это ожидаемая вероятность  $p_{t+1}$  в момент времени  $t$ .

Агент будет получать образование, если его доход от выбора этой альтернативы, по крайней мере, не меньше, чем доход от неполучения образования. Тогда должно выполняться следующее неравенство:

$$(1 - \rho)w_t + \gamma \left[ (1 - q_{i,j})w_{t+1} + q_{i,j}(\beta(y_{t+1} - w_{t+1}) + w_{t+1})p_{t+1}^e + q_{i,j}(1 - p_{t+1}^e)w_{t+1} \right] \geq w_t + \gamma w_{t+1}. \quad (4)^3$$

Следовательно,  $i$ -й агент будет получать образование, если будет соблюдаться следующее условие для ожидаемой вероятности найти вакансию в современном секторе:

$$p_{t+1}^e \geq \frac{\rho w_{t+1}}{\gamma \beta (y_{t+1} - w_{t+1}) q_{i,j}} \equiv p^*. \quad (5)$$

С учетом (1) условие (5) можно переписать как:

$$p_{t+1}^e \geq \frac{\rho w_{t+1}}{\gamma \beta \left[ (A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1}) \right] q_{i,j}} \equiv p^*. \quad (6)$$

В числителе выражения (6) стоят альтернативные издержки получения образования в первом периоде, выраженные в потерянной заработной плате. В знаменателе выражения (6) стоит ожидаемый излишек от совместной деятельности образованного агента с предпринимателем, приведенный к первому периоду. Таким образом, ожидаемая пороговая вероятность найма в современном секторе для работника представляет собой отношение этих двух величин.

Из условия (6) мы видим, что пороговое значение вероятности найма в современном секторе убывает по вероятности успешно закончить учебное заведение, т.е. для агентов с меньшими способностями

<sup>3</sup> Для простоты предположим, что  $w_t = w_{t+1}$ .

к образованию пороговое значение вероятности найма должно быть выше, чем для более способных агентов. У агентов с низкими способностями к образованию шансы получить образование также низкие, поэтому указанные агенты получать образование только в том случае, если вероятность найма в современном секторе велика (велика вероятность того, что их риск оправдан).

Каждый  $i$ -й агент принимает вероятность найма в современном секторе как заданную. Тогда только его способности определяют, будет агент получать образование или нет. Из выражения (6) мы можем получить условие на пороговое значение способностей (при заданной вероятности найма —  $p^*$ ), при котором агенты будут получать образование.

$$\bar{q} = \frac{\rho w_{t+1}}{\gamma \beta \left[ (A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1}) \right] p^*}. \quad (7)$$

Таким образом, агенты, для которых вероятность успешно закончить учебное заведение не ниже  $\bar{q}$ , будут получать образование при заданной вероятности найма в современном секторе.

Зная распределение вероятности успешно закончить учебное заведение в периоде  $t$ , мы можем определить количество образованных агентов в момент времени  $t + 1$ . С учетом равномерного распределения  $q_{t,i}$  на отрезке  $(0, 1)$  количество агентов, получивших образование, задается уравнением (8).

$$E_{t+1} = \frac{(1 - \bar{q})}{1 - 0} = 1 - \bar{q}. \quad (8)$$

Тогда в равновесии вероятность найма в современном секторе  $\widetilde{p}_{t+1}^e$  в зависимости от количества образованных агентов в периоде  $t + 1$  задается следующим выражением:

$$\widetilde{p}_{t+1}^e = \frac{\rho w_{t+1}}{\gamma \beta \left[ (A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1}) \right] (1 - E_{t+1})}. \quad (9)$$

При  $\alpha \rightarrow 0$  равновесная вероятность найма в современном секторе положительно связана с количеством образованных агентов, тогда как при  $\alpha$ , отличном от нуля, влияние изменения в количестве образованных агентов на вероятность найма в современном секторе неоднозначно.

## Создание рабочих мест

Рассмотрим поведение предпринимателей в современном секторе, где предполагается совершенная конкуренция. Предприниматели делают выбор, открывать или нет вакансию в современном секторе. Открытие вакансии сопряжено с фиксированными издержками в размере  $f > 0$ . Пусть  $E_{t+1}$  обозначает количество образованных агентов, ищущих работу в современном секторе, по отношению ко всему населению региона (предполагается, что все образованные агенты выходят на рынок труда в современном секторе). Тогда пусть  $v_{t+1}$  — это число вакансий в современном секторе для людей, родившихся в момент времени  $t$ . Предположим, что количество наймов определяется следующим образом:  $m(E_{t+1}, v_{t+1}) = \bar{A}E_{t+1}^{0.5}v_{t+1}^{0.5}$ , где  $\bar{A} > 0$  — параметр технологии поиска [13]. Вероятность найти работу в современном секторе для образованного агента составит  $\frac{m}{E_{t+1}}$ , т.е. отношение количества наймов к численности ищущих работу. В свою очередь, вероятность найма фирмой образованного работника составит  $\frac{m}{v_{t+1}}$ , т.е. отношение количества наймов к количеству созданных вакансий. Далее определим ожидаемый доход фирмы от найма образованного работника.

Доход фирмы от найма образованных работников составит:

$$(1 - \beta) \left[ A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1} \right]. \quad (10)$$

Фирма будет открывать вакансию, если ожидаемый доход от ее открытия, по крайней мере, не меньше, чем издержки на открытие вакансии, т.е.

$$\left( \frac{m}{v_{t+1}} \right) (1 - \beta) \left[ A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1} \right] \geq f. \quad (11)$$

Так как мы предположили совершенную конкуренцию в современном секторе, то предприниматель будет создавать рабочие места, если выполняется следующее равенство:

$$\left( \frac{m}{v_{t+1}} \right) (1 - \beta) \left[ A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1} \right] - f = 0. \quad (12)$$

Тогда в равновесии количество вакансий составит:



$$\widetilde{v}_{t+1} = \left( \frac{\bar{A}(1-\beta) \left[ (A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1}) \right]}{f} \right)^2 E_{t+1}. \quad (13)$$

Равновесная вероятность найма в современном секторе может быть выражена как:

$$p_{t+1} = \frac{m}{E_{t+1}} = \frac{\bar{A}E_{t+1}^{0,5}v_{t+1}^{0,5}}{E_{t+1}} = \frac{\bar{A}\widetilde{v}_{t+1}^{0,5}}{E_{t+1}^{0,5}}. \quad (14)$$

С учетом найденного количества создаваемых вакансий равновесная вероятность найма в современном секторе составит:

$$\widetilde{p}_{t+1} = \frac{\bar{A}^2(1-\beta) \left[ (A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1}) \right]}{f}. \quad (15)$$

Из уравнения (13) мы видим, что если фирмы наблюдают рост числа образованных агентов в экономике региона, то они будут создавать больше вакансий в современном секторе. Это вызывает рост вероятности найма в данном секторе. Увеличение вероятности найма в современном секторе (способствующее также увеличению ожидаемой вероятности найма) ведет к росту ожидаемого дохода от выбора альтернативы получать образование. Соответственно рост ожидаемого дохода приводит к снижению порога вероятности успешно закончить учебное заведение, при котором агенты начинают получать образование в силу выражения (7). Снижение порога способностей агента для получения образования способствует росту числа образованных в силу (8). Таким образом, решения агентов о получении образования и решения фирм о создании рабочих мест являются комплементарными<sup>4</sup>. Комплементарность решений фирм и работников может привести к появлению множественного равновесия в экономике региона, «плохого» и «хорошего», где получают образование все или никто.

---

<sup>4</sup> Данный результат не является новым в литературе. См. [15; 5; 13].

## Равновесие

Решение задачи  $i$ -го агента задается уравнением (9), а решение задачи фирмы — уравнением (15). Так как ожидания агентов рациональны, то в равновесии ожидаемая вероятность найма в современном секторе совпадает с фактической, т.е.  $p_{t+1}^e = p_{t+1}$ .

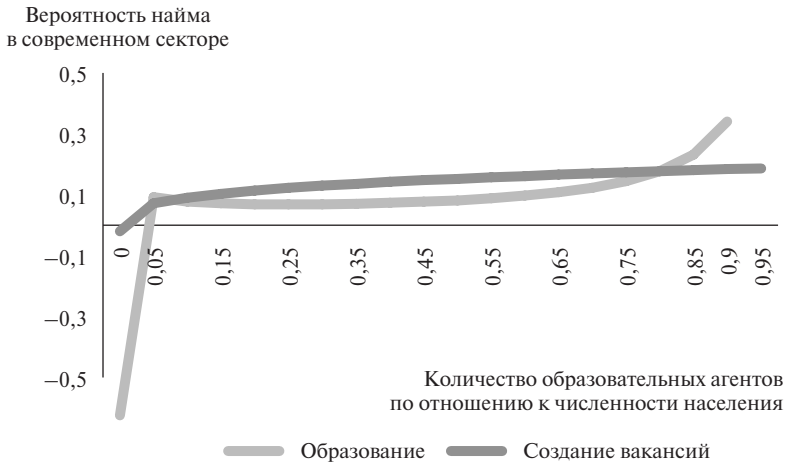
Таким образом, равновесие в экономике с рациональными ожиданиями определяется совместным выполнением следующих условий:

$$\widetilde{p}_{t+1} = \frac{\rho w_{t+1}}{\gamma \beta \left[ \left( A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1} \right) \right] (1 - E_{t+1})}, \quad (9)$$

$$\widetilde{p}_{t+1} = \frac{\bar{A}(1 - \beta) \left[ \left( A(E_{t+1})^\alpha - w_{t+1} \right) \right]}{f}. \quad (15)$$

В равновесии вероятность найма в современном секторе и доля образованных агентов в населении региона есть функции от экзогенных параметров  $\rho, w_{t+1}, A, \bar{A}, f, \alpha, \gamma$  и  $\beta$ .

Рисунок 1 отображает решения агентов об образовании и решение фирм о создании вакансий в современном секторе в координатах  $(E_{t+1}, p_{t+1})$  при  $\alpha$ , отличном от нуля.



**Рис. 1.** Равновесие в «закрытой» экономике,  $\alpha = 0,3$

Таким образом, мы видим существование множественного равновесия в модели. В одном, «плохом» равновесии вероятность найма в современном секторе и количество образованных агентов близко к нулю, тогда как в «хорошем» равновесии и вероятность найма в высокопроизводительном секторе, и количество образованных агентов близки к единице.

### Сравнительная статика

Теперь проанализируем влияние некоторых экзогенных параметров на равновесие в модели.

- Увеличение доли времени, затраченного на образование ( $\rho$ ), ведет к снижению количества образованных агентов по отношению ко всему населению. Это связано с тем, что растут альтернативные издержки получения образования. Поэтому наименее талантливые агенты не будут рисковать и получать образование, а пойдут работать в традиционный сектор.

- То же самое верно и для увеличения заработной платы в традиционном секторе ( $w_{t+1}$ ).

- Увеличение издержек открытия вакансии ( $f$ ) ведет как к снижению равновесной вероятности найма в современном секторе, так и к снижению равновесного количества образованных агентов. Это связано с тем, что фирмам становится менее выгодно создавать новые рабочие места, а работники, видя это, не будут инвестировать в образование, так как ожидаемая вероятность найма для них снижается.

- Со снижением доли выпуска, идущей работнику, уменьшается равновесное количество образованных агентов по отношению ко всему населению. Теперь некоторым агентам становится невыгодно получать образование, так как их ожидаемый выигрыш сокращается и повышается порог способностей к образованию, после которого становится выгодно получать образование.

### Модель для двух регионов

Перед тем как обратиться к вопросу миграции в нашей модели, расширим ее для двух регионов. Чтобы создать стимулы для межрегиональной миграции, введем несколько предположений относительно различий между экономиками регионов. Стимулы для миграции появятся, если равновесные вероятности открытия вакансий в

регионах будут различаться<sup>5</sup>. Рассмотрим два региона:  $j = 1, 2$ . Пусть регионом называется структура из двух параметров  $\Omega = \{A_j, f_j\}$ , представляющая фундаментальные различия в технологиях  $A_j > 0$  (фиксированный эффект), и издержки на открытие вакансий  $f_j$ .

Предположим, что:

1)  $A_1 > A_2$ : фундаментальные факторы, влияющие на производительность образованных агентов, в регионе 1 выше, чем в регионе 2. К этим факторам можно отнести благоприятные климатические условия, наделенность природными ресурсами, близость к центру, развитость инфраструктуры и т.д.;

2)  $f_1 < f_2$ : издержки открытия вакансии в современном секторе можно интерпретировать как барьеры для входа на рынок в современном секторе. Предположим также, что фирме проще создать рабочее место в регионе 1, чем в регионе 2.

### 3. Миграция

С учетом сделанных выше предположений относительно издержек открытия вакансии и фиксированного эффекта равновесная вероятность открытия вакансии в регионе 1 будет больше, чем в регионе 2. Тогда образованные агенты из региона 2 будут мигрировать в регион 1. Это соотносится с выводами исследования [2], где основной причиной межрегиональной миграции является перспектива найти работу.

Теперь агент при принятии решения о получении образования учитывает возможность миграции в регион, где ожидаемая вероятность открытия вакансии в современном секторе выше. Однако миграция сопряжена с некоторыми издержками в форме затрат на переезд, размещение и поиск работы. Пусть издержки миграции — это функция от способностей агента к образованию, т.е.  $c_i = c(q_{i,t})$ . Мы предполагаем, что чем выше способности агента к образованию, тем ниже издержки миграции. В литературе это связывают с тем, что более способный агент быстрее найдет работу на новом месте, что сократит его издержки пребывания в состоянии поиска [12].

Пусть  $c(q_{i,t}) = c_0 - c_1 q_{i,t}$ , где  $c_0$  — постоянные издержки миграции.  $M_{t+1}$  — количество мигрантов из региона 2 в период  $t + 1$ . Предпо-

---

<sup>5</sup> Данное предположение соответствует выводам исследования [2]: миграционные потоки на уровне регионов сильно чувствительны к возможности найти работу.

ложим так же, что  $w_t^1 = w_t^2$ . Рассмотрим поведение агентов в регионе выбытия и регионе прибытия.

### Работник в регионе выбытия

Агент в регионе выбытия выбирает, получать ему образование или нет, и если получать, то мигрировать в регион 1 или нет. Определим ожидаемые выигрыши работника в регионе выбытия от трех альтернатив.

• Ожидаемый выигрыш работника, получившего образование и мигрировавшего:

$$EV_2^M = (1 - \rho)w_t + \gamma \left[ \begin{aligned} & \left( (1 - q_{t,j})w_{t+1} + q_{t,j} \left( \beta(y_{t+1}^1 - w_{t+1}) + w_{t+1} \right) p_{t+1}^{e,1} + \right. \\ & \left. + q_{t,j}(1 - p_{t+1}^{e,1})w_{t+1} - c_0 + c_1 q_{t,j} \right) \end{aligned} \right]. \quad (16)$$

• Ожидаемый выигрыш работника, получившего образование, но не мигрировавшего:

$$EV_2^E = (1 - \rho)w_t + \gamma \left[ \begin{aligned} & \left( (1 - q_{t,j})w_{t+1} + q_{t,j} \left( \beta(y_{t+1}^2 - w_{t+1}) + w_{t+1} \right) p_{t+1}^{e,2} + \right. \\ & \left. + q_{t,j}(1 - p_{t+1}^{e,2})w_{t+1} \right) \end{aligned} \right]. \quad (17)$$

• Ожидаемый выигрыш работника, не получившего образование:

$$EV_2^{NE} = w_t + \gamma w_{t+1}. \quad (18)$$

Определив выигрыши работника в регионе выбытия от трех альтернатив, мы можем найти количество необразованных агентов, количество агентов с образованием и количество мигрантов.

Если предположить, что  $EV_2^M \geq EV_2^E$ , то мы можем определить порог способностей агентов к образованию  $\bar{q}^M$ , начиная с которого образованные агенты в регионе 2 начинают мигрировать:

$$\bar{q}^M = \frac{c_0}{c_1 + \gamma \beta \left[ \left( (y_{t+1}^1 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,1} - \left( (y_{t+1}^2 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,2} \right]}. \quad (19)$$

Отсюда можно сказать, что чем выше постоянные издержки миграции, тем выше порог и тем меньше агентов из региона 2 будут мигрировать в регион 1. То же верно и для вероятности найма в регионе 2: чем выше вероятность найти работу, тем меньше работников будут мигрировать в соседний регион. При этом с увеличением чувствительности издержек миграции к способностям к образованию количество мигрантов также растет.

Кроме того, если предположить, что  $EV_2^E \geq EV_2^{NE}$ , мы можем определить порог  $\bar{q}^E$ , начиная с которого агенты в регионе выбытия получают образование.

$$\bar{q}^E = \frac{\rho w_t}{\left( (y_{t+1}^2 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,2}}. \quad (20)$$

Тогда в зависимости от соотношения порогов  $\bar{q}^M$  и  $\bar{q}^E$  население региона выбытия может делиться как на три группы (необразованные; образованные и работающие в регионе 2; образованные и мигрировавшие в регион 1), так и на две (необразованные и образованные мигранты). Большой интерес представляет случай, когда агенты в регионе выбытия делятся на три группы, поэтому далее будем анализировать именно его.

Для того чтобы население региона выбытия поделилось на три группы: необразованные, образованные немигранты и образованные мигранты, потребуем, чтобы  $\bar{q}^M > \bar{q}^E$ .

Тогда должно выполняться следующее неравенство:

$$\frac{c_1}{\gamma \beta \left( (y_{t+1}^2 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,2}} + \frac{\left( (y_{t+1}^1 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,1}}{\left( (y_{t+1}^2 - w_{t+1}) \right) p_{t+1}^{e,2}} \geq 1 + \frac{c_0}{\rho w_t}. \quad (21)$$

Таким образом, зная распределение вероятности успешно закончить учебное заведение в периоде  $t$ , мы можем определить количество агентов, принадлежащих ко всем трем группам, в момент времени  $t + 1$ . При этом вероятности найма в обоих регионах работники принимают как заданные со стороны фирм.

С учетом  $\bar{q}^E$  количество образованных агентов в регионе 2 задается как:  $E_{t+1}^2 = 1 - \bar{q}^E$ .

С учетом  $\bar{q}^M$  количество мигрантов в регионе 2 задается как:  $M_{t+1} = 1 - \bar{q}^M$ .

Тогда количество образованных агентов в регионе 2, которые остались в своем регионе, составит  $E(NM)_{t+1}^2 = E_{t+1}^2 - M_{t+1}$ .

Таким образом, количество работников, получивших образование и не мигрировавших в регион 1, есть функция от количества мигрантов.

### Фирма в регионе выбытия

Фирма в регионе выбытия по-прежнему решает задачу максимизации прибыли, выбирая количество вакансий, которые она будет открывать в современном секторе. Тогда постановка задачи не отличается от базовой модели, и равновесная вероятность найма задается как:

$$\bar{p}_{t+1}^2 = \frac{\bar{A}^2 (1-\beta) [(y_{t+1}^2 - w_{t+1})]}{f^2}. \quad (22)$$

### Работники в регионе прибытия

У работников в регионе прибытия есть только две альтернативы: получать образование или не получать образование. Ожидаемые выигрыши работников от соответствующих альтернатив определяются следующим образом.

- Ожидаемый выигрыш от альтернативы получать образование:

$$EV_1^E = (1-\rho)w_t + \gamma \left[ \begin{aligned} & \left[ (1-q_{t,j})w_{t+1} + q_{t,j} (\beta(y_{t+1}^1 - w_{t+1}) + w_{t+1}) p_{t+1}^{e,1} + \right. \\ & \left. + q_{t,j} (1-p_{t+1}^{e,1})w_{t+1} \right] \end{aligned} \right] \quad (23)$$

- Ожидаемый выигрыш от альтернативы не получать образование:

$$EV_1^{NE} = w_t + \gamma w_{t+1}. \quad (24)$$

Тогда работники в регионе прибытия будут получать образование, если будет выполнено следующее неравенство:  $EV_1^E \geq EV_1^{NE}$ .

Соответственно мы можем определить порог способностей агентов к образованию, начиная с которого они будут получать образование, и, зная распределение вероятности, найти количество образованных агентов в регионе прибытия, которое задается как:

$$\tilde{E}_{t+1}^1 = 1 - \frac{\rho w_t}{\gamma \beta p_{t+1}^{e,1} (y_{t+1}^1 - w_t)}. \quad (26)$$

### Фирма в регионе прибытия

Задача фирмы в регионе прибытия аналогична задаче фирмы в регионе выбытия. Исходя из этого мы можем найти равновесную вероятность найма в регионе прибытия как функцию от количества образованных в регионе и количества мигрантов:

$$\tilde{p}_{t+1}^1 = \frac{\bar{A}^2 (1 - \beta) [(y_{t+1}^1 - w_{t+1})]}{f^1}. \quad (27)$$

### Равновесие

Равновесие в модели с рациональными ожиданиями описывается системой из следующих пяти уравнений, где  $E_{t+1}^1, E_{t+1}^2, M_{t+1}^2, p_{t+1}^1, p_{t+1}^2$  — эндогенные переменные, а  $c_0, c_1, \gamma, \beta, \rho, w_t, f^1, f^2, \bar{A}, A^1, A^2$  — экзогенные переменные.

$$\tilde{E}_{t+1}^2 = 1 - \frac{\rho w_t}{\gamma \beta p_{t+1}^{e,2} \left( A^2 \left( \frac{E_{t+1}^2 - M_{t+1}^2}{1 - M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_t \right)}. \quad (28)$$

$$\tilde{M}_{t+1}^2 = 1 - \frac{c_0}{c_1 + \gamma \beta \left( \left( A^1 \left( \frac{E_{t+1}^1 + M_{t+1}^2}{1 + M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_{t+1} \right) p_{t+1}^{e,1} - \left( \left( A^2 \left( \frac{E_{t+1}^2 - M_{t+1}^2}{1 - M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_{t+1} \right) p_{t+1}^{e,2} \right)}. \quad (29)$$

$$\tilde{p}_{t+1}^2 = \frac{\bar{A}^2 (1 - \beta) \left[ \left( A^2 \left( \frac{E_{t+1}^2 - M_{t+1}^2}{1 - M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_{t+1} \right) \right]}{f^2}. \quad (30)$$

$$\tilde{E}_{t+1}^1 = 1 - \frac{\rho w_t}{\gamma \beta p_{t+1}^{e,1} \left( A^1 \left( \frac{E_{t+1}^1 + M_{t+1}^2}{1 + M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_t \right)}. \quad (31)$$



$$\tilde{p}_{t+1}^1 = \frac{\bar{A}^2 (1-\beta) \left[ A^1 \left( \frac{E_{t+1}^1 + M_{t+1}^2}{1 + M_{t+1}^2} \right)^\alpha - w_{t+1} \right]}{f^1}. \quad (32)$$

Существует ли эффект «brain gain» в таком равновесии? Из уравнения (30) мы видим, что увеличение количества мигрантов приводит к росту равновесной вероятности найма в современном секторе региона выбытия. Соответственно увеличение равновесной вероятности найма в высокопроизводительном секторе ведет к росту ожидаемого дохода агента из региона выбытия. Согласно (28) это способствует росту общего количества образованных агентов в регионе выбытия. Таким образом, увеличение количества мигрантов приводит к увеличению уровня человеческого капитала в регионе выбытия и во всей стране, это эффект «brain gain». Рост количества мигрантов также положительно влияет на вероятность найма в современном секторе региона прибытия, так как теперь в регионе прибытия на рынке труда становится больше образованных агентов и фирмы охотнее открывают под них вакансии. Итак, полученный нами результат говорит о том, что открытие границ между регионами и, как следствие, мобильность трудовых ресурсов может помочь экономике региона выйти из ловушки бедности. Однако этот вывод требует эмпирической проверки. Более того, мы не учли, что мигрировать могут и необразованные агенты, что оказало бы существенное влияние на результат.

## Заключение

В работе была построена модель координационной ловушки бедности для двух регионов одной страны с гетерогенными агентами. Мы показали, как неодинаковые способности к образованию и стратегическая комплементарность решений работников и фирм об инвестициях в образование и в инновации соответственно могут привести к существованию множественного равновесия. В нашей модели множественное равновесие является еще и результатом существования положительного внешнего эффекта от увеличения количества образованных агентов на производительности труда. В «плохом» равновесии вероятность найма в современном секторе и количество образованных агентов близко к нулю, тогда как в «хорошем» равновесии и вероятность найма в высокопроизводительном секторе, и количество обра-

зованных агентов близко к единице. То, в каком равновесии мы окажемся, зависит от ожиданий агентов относительно инвестиционных решений друг друга.

Мы также расширили модель, допустив миграцию образованных агентов между регионами. Данное расширение позволило нам проверить недавно появившуюся в литературе гипотезу «brain gain». Миграция квалифицированных работников была введена в модель, чтобы определить ее влияние на стимулы фирм и работников инвестировать в инновации и в образование соответственно. Мы показали, что гипотеза «brain gain» не может быть отвергнута. Это значит, что миграция образованных агентов положительно влияет на уровень человеческого капитала как в регионе выбытия, так и в стране в целом.

## Источники

1. *Алесина А., Джавацци Ф.* Либерализм — это левая идея. М.: Альпина Бизнес Букс, 2011.
2. *Вакуленко Е.С., Мкртчян Н.В., Фурманов К.К.* Моделирование регистрируемых миграционных потоков между регионами Российской Федерации // Прикладная эконометрика. 2011. № 1 (21).
3. *Гринспен А.* Эпоха потрясений. Проблемы и перспективы мировой финансовой системы. 4-е изд. М.: ООО «Юнайтед Пресс», 2011.
4. *Тихонова Н.Е., Давыдова Н.М., Попова И.П.* Индекс уровня жизни и модель стратификации российского общества // Социологические исследования. № 6. С. 120–129.
5. *Acemoglu D.* Training and Innovation in an Imperfect Labour Market // Review of Economic Studies. 1997. No. 64. Jan. P. 445–464.
6. *Barrett C.B., Swallow B.M.* Fractal Poverty Traps // World Development. Vol. 34. No. 1. P. 1–15.
7. *Beine M., Docquier F., Papoport H.* Brain Drain and Human Capital Formation in Developing Countries: Winners and Losers // Economic Journal. Vol. 118. No. 4. P. 631–652.
8. *De la Croix D., Docquier F.* Do Brain Drain and Poverty Result from Coordination Failures? // Journal of Economic Growth. 2012. Vol. 17. No. 1. P. 1–26.
9. *Galor O.* Multiple Growth Regimes — Insights from Unified Growth Theory // Journal of Macroeconomics. 2007. June. No. 29. P. 470–475.
10. *Galor O., Tsiddon D.* Technological Breakthroughs and Development Traps // Economic Letters. 1991. No. 37. Febr. P. 11–17.
11. *Galor O., Zeira J.* Income Distribution and Macroeconomics // The Review of Economic Studies. 1993. Vol. 60. No. 1. Jan. P. 35–52.

12. *Haque N.U., Kim S.* Human Capital Flight: Impact of Migration on Income and Growth // IMF Staff Papers. 1995. Vol. 42. No. 3. Sept. P. 577–607.

13. *Horii R., Sasaki M.* Dual Poverty Trap. Osaka School of International Public Policy (OSIPP), Osaka University. Discussion Paper No. 06-12. May 2006.

14. *Matsuyama K.* Endogenous Inequality // Review of Economic Studies. 2000. No. 67. P. 743–759.

15. *Redding S.* The Low-skill, Low-quality Trap: Strategic Complementarities between Human Capital and R&D // The Economic Journal. 1996. No. 106. March. P. 458–470.

16. *Santos M.E.* Human Capital and the Quality of Education in a Poverty Trap Model. Oxford University, Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI) Working Paper No. 30. 2009. Aug.

17. *Tikhonova N.E.* Characteristics of the Russian Lower Class // Russian Education and Society. 2011. Vol. 53. No. 12. Dec. P. 3–28.

© Норкина О.А., 2013

**В.Д. Петренко**  
Научный  
руководитель —  
М.Ю. Турунцева  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Методы прогнозирования инфляции: приложение к российским данным

---

**В данной статье сравнивается качество наивных прогнозов, прогнозов, построенных по обобщенной кривой Филлипса, а также комбинаций прогнозов для российских данных. Исследование показало, что, хотя простейшие методы прогнозирования дают неплохой результат, невозможно определить, какая из моделей даст наилучший прогноз в следующем периоде.**

## Введение

Инфляция — один из самых важных показателей как с экономической, так и с политической точки зрения. Соответственно актуальность задачи построения максимально точных прогнозов инфляции скорее очевидна, чем требует обоснования, поскольку прогноз инфляции оказывает влияние на формирование ожиданий относительно этого показателя у разных групп экономических агентов и, как следствие, влияет на принимаемые решения.

В данной работе предпринята попытка построить прогноз (имитация прогноза в реальном времени) российской инфляции на 3 и 6 месяцев. Для этого проанализированы различные прогнозные модели. Кроме того, исследовалась взаимосвязь качества прогнозов и формы прогнозируемого показателя, а также типа прогноза объясняющих переменных.

Работа состоит из трех разделов. В первом представлен обзор мирового и российского опыта прогнозирования инфляции. Во втором рассмотрены различные российские статистические показатели, которые могут быть использованы как характеристики российской инфляции. В конце раздела подробно описаны модели, примененные для построения прогнозов инфляции. Последний раздел посвящен сравнительному анализу результатов построенных моделей.

# 1. Обзор международного опыта прогнозирования инфляции

Как уже отмечалось выше, прогнозирование инфляции является одним из важнейших элементов экономической политики, причем не только в России, но и в других странах. Отражением накопленного мирового опыта стал довольно большой пласт работ, посвященных этой тематике. В результате многочисленных исследований был разработан целый ряд методов построения прогнозов, начиная с простых моделей (например, модель ARIMA или однофакторные модели) и заканчивая моделями векторной авторегрессии и байесовскими методами.

В этом разделе описаны основные классы прогнозных моделей: простейшие модели, кривая Филлипса, модели, использующие ожидания, комбинации прогнозов.

## 1.1. Простейшие модели

Одним из простейших способов прогнозирования является построение прогноза по модели ARIMA. Несмотря на простоту модель дает хорошие результаты: авторы многих работ, сравнивая прогнозы, полученные по более сложным моделям, с прогнозом по модели ARIMA, признают, что довольно часто последний превосходит прогнозы, полученные по более сложным и обоснованным с точки зрения экономической теории моделям (по крайней мере, для некоторых объясняющих переменных и для конкретных периодов времени).

Интересен тот факт, что самый простой прогноз инфляции — наивный — нередко дает лучшие результаты, чем более сложные прогнозы. Так, например, в работе [1] исследуется вопрос о том, насколько качественны прогнозы, построенные с помощью кривой Филлипса. Для ответа на этот вопрос вводится базовая модель: прогноз инфляции на последующие 4 квартала равен уровню инфляции за предыдущие 4 квартала.

Рассмотрев несколько спецификаций кривой Филлипса (и соответствующие прогнозы), авторы делают вывод, что ни одна из вышеописанных моделей не дает лучшие результаты, чем наивная модель.

## 1.2. Кривая Филлипса

Кривой Филлипса (а также обобщенная кривая Филлипса) долгое время считалась рабочей лошадкой прогнозиста. Данная модель при

своей простоте позволяла получать хорошие результаты. Неудивительно, что этой модели посвящен большой объем литературы.

В статье [13] анализируются, насколько методы прогнозирования, хорошо зарекомендовавшие себя ранее (в 1970–1980-е годы, когда инфляция обладала высокой степенью волатильности), применимы в современных условиях, при которых инфляция стала менее волатильна. Для этого авторы использовали три класса моделей: AR-модель (с предпосылкой о наличии единичного корня); наивную модель, использованную в работе [1], а также кривую Филлипса (в качестве объясняющих переменных использовались безработица, темп роста ВВП, загрузка мощностей, количество выданных разрешений на строительство и CFNAI<sup>1</sup>).

Имеющиеся данные авторы разбили на две подвыборки: I квартал 1970 г. — IV квартал 1983 г. и I квартал 1984 г. — IV квартал 2004 г. Качество прогнозов оцененных моделей различается на протяжении этих двух периодов. Так, прогнозы по кривой Филлипса были лучше прогнозов, полученных другими методами на протяжении первого периода, однако во второй период их качество значительно ухудшилось. Также следует отметить, что на второй части выборки значительно улучшилось качество наивного прогноза, а на более длительных периодах (на 4 и 8 кварталов вперед) случайное блуждание дает самый лучший прогноз.

В оставшейся части работы авторы попытались выяснить, чем было вызвано изменение качества прогнозов показателя инфляции США на разных интервалах времени.

Другая статья [14] посвящена обзору литературы, описывающей прогнозирование инфляции. В работе сравнивается поведение большого числа прогнозных моделей: AR (в различных вариантах), наивный прогноз, UC-SV, несколько спецификаций треугольной модели Гордона, ADL-модели, различные комбинации прогнозов. Авторы получили довольно скромный результат: конкретные модели дают наилучшие прогнозы в определенные моменты времени. За весь период наблюдения (I квартал 1960 г. — IV квартал 2007 г.) в среднем ни одна модель не дала лучшие прогнозы, чем UC-SV, которая использовалась в качестве базовой модели. Однако необходимо отметить, что проведенный в таких масштабах анализ позволил объяснить, почему различные исследователи получали различные результаты. Основной

---

<sup>1</sup> Индекс деловой активности Федерального резервного банка Чикаго.

причиной такого расхождения был выбор разных периодов времени, а также различных моделей, с которыми авторы сравнивали полученный результат.

В работе [4] анализируются прогнозы по кривой Филлипса, где в качестве объясняющих переменных выступают различные индексы, денежные агрегаты, процентная ставка по федеральным фондам, спреда между различными бумагами, а также некоторые показатели деловой активности. Прогнозы по однофакторным моделям сравниваются с прогнозом по авторегрессионной модели. Рассматривая различные периоды, авторы приходят к выводу, что для каждого из них одни модели с использованием индикаторов превосходят авторегрессию, а другие — нет. При этом нет такой модели, которая бы всегда была лучше остальных.

Тем не менее авторы выделили группу индикаторов — индекс цен на промышленные товары, M2, средняя часовая зарплата, использование которых в качестве объясняющих переменных давало наилучшие результаты. При этом исследователи заключили, что индекс цен на промышленные товары отрицательно влияет на изменение инфляции (это является неожиданным и неинтерпретируемым результатом). Два других показателя сопряжены с иной проблемой: инфляция влияет на них напрямую, поэтому их использование не совсем корректно.

Авторы исследования делают вывод, что прогнозы по кривой Филлипса с одним индикатором не являются надежными. В одни периоды кривая Филлипса может превосходить AR-модель, в другие — значительно уступать последней.

В научной работе [5] ставится цель выяснить, по каким причинам прогнозы, основанные на кривой Филлипса, плохо работают за пределами выборки, на которой оценивается модель. Для исследования использовались данные с I квартала 1957 г. по III квартал 2003 г. Прогнозирование проводилось на один и на три квартала вперед, строились рекурсивные прогнозы.

В качестве меры инфляции были выбраны дефлятор ВВП (цепной) и ИПЦ за исключением продовольствия и энергии. Авторы также использовали две меры базовой инфляции: индекс затрат на личное потребление (PCE) и базовый ИПЦ, из которого исключается недвижимость в течение всего периода 1967–2003 гг.

Были взяты такие же спецификации, как и в работе Стока и Ватсона в [11; 12; 13]:

$$\pi_{t+\tau}^{(\tau)} - \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{L-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \beta y_t + u_{PC,t+\tau}. \quad (1)$$

Эта модель сравнивалась с авторегрессионной моделью без разрыва выпуска ( $y$ ):

$$\pi_{t+\tau}^{(\tau)} - \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{L-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + u_{AR,t+\tau}. \quad (2)$$

Количество лагов определялось с помощью АИС в модели (1) при прогнозировании на один квартал вперед. В модели (2) используется такое же количество лагов.

Прогнозы вне выборки делались на периоде I квартал 1977 г. — III квартал 2003 г.

Для сравнения качества прогнозов по моделям (1) и (2) были построены средние квадратические ошибки прогнозов, а значимость различия последних проверялась по следующей тестовой статистике:

$$MSE - F = P \cdot (MSE_{AR} - MSE_{PC}) / MSE_{PC}^2. \quad (3)$$

Авторы пришли к выводу, что добавление разрыва выпуска в регрессию инфляции (уравнение (1)) улучшает прогноз.

В статье [10] оцениваются прогнозные модели, которые объясняют изменения в будущей инфляции изменением в разрыве выпуска. Для прогнозирования используются простые кривые Филлипса, в которые включены лаги по инфляции и по разрыву выпуска в качестве объясняющих переменных:

$$\pi_{t+h}^h = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i}^1 + \sum_{i=1}^m \gamma_i y_{t-i} + e_{t+h}. \quad (4)$$

Сравнивалась прогнозная сила оцененных моделей и стандартных моделей: AR-модели, кривой Филлипса с использованием в качестве объясняющей переменной первой разности логарифма выпуска (в номинальном и реальном выражении).

Авторы показали, что использование разрыва выпуска в уравнении кривой Филлипса значительно улучшает прогноз инфляции при оценке внутри выборки. Однако в случае прогнозов в реальном вре-

---

<sup>2</sup> Тест предложен в работе: McCracken M.W. Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Casuality. Unpublished. University of Missouri, 2004.



мени оно приводит к худшим результатам, чем использование более простых линейных моделей или темпа роста выпуска.

### 1.3. Модели, использующие ожидания

Несмотря на свою популярность у исследователей, кривая Филлипса — не единственная прогнозная модель с одним объясняющим фактором. Другой моделью такого рода является модель, использующая ожидания, чья эффективность подтверждена работами многих авторов.

В статье [9] прогнозируется долгосрочная инфляция (от двух до пяти лет) с помощью временной структуры процентных ставок. Основным уравнением регрессии для этого является зависимость инфляции за  $m$  лет от разницы процентных ставок за соответствующий период:

$$\pi_t^m - \pi_t^1 = \alpha_m + \beta_m [i_t^m - i_t^1] + \eta_t^m. \quad (5)$$

При этом  $i_t^m - i_t^1$  трактуется как наклон кривой доходности. В качестве меры инфляции автор берет ИПЦ. В итоге на основании значимости коэффициента при разности процентных ставок делается вывод, что временная структура процентных ставок значимо влияет как на будущую инфляцию, так и на прогнозы.

Исследование влияния финансовых активов на инфляцию и выпуск в семи странах ОЭСР изучалось в работе [12]. Для этого использовались данные за период 1959–1999 гг.

Авторы оценивали кривую Филлипса с одним и двумя регрессорами, помимо лагов объясняемой переменной. В качестве регрессоров использовались цены активов, различные показатели экономической активности, зарплата, цены на полезные ископаемые, денежные агрегаты.

Анализ моделей с двумя объясняющими переменными показал, что некоторые модели дают наилучшие прогнозы в некоторых странах на некотором временном горизонте. Данное соображение подтверждается тем, что все модели дают нестабильные результаты. Это верно и для моделей с тремя объясняющими переменными. В среднем наилучшие прогнозы обеспечили модели, использующие в качестве регрессоров различные показатели экономической активности.

Кроме того, авторы рассмотрели комбинации прогнозов (усеченное среднее) и выяснили, что комбинация прогнозов превосходит AR-модель в большинстве стран.

## 1.4. Комбинации прогнозов

Другим способом использования информации, заключенной в большом количестве переменных, которые могут объяснять изменения в уровне инфляции, является комбинация прогнозов.

В статье [3] авторы использовали набор довольно стандартных моделей для построения прогнозов инфляции, включающих наивный прогноз, AR-модель, кривую Филлипса (в разных спецификациях), а кроме того, комбинации вышеописанных моделей с различными индикаторами и индексами, построенными на индикаторах. Последние две модели демонстрируют разные подходы к агрегированию данных: первая агрегирует информацию после ее включения в модель, вторая — до включения.

Авторы выяснили, что в разные моменты времени наилучший прогноз дают разные модели. Однако в среднем комбинации моделей превосходят по своим прогнозным качествам как наивную модель, так и модели, основанные только на информации о прошлой инфляции.

Статья [8] также посвящена теме агрегирования прогнозов. Для этого пять прогнозных моделей с различными процедурами отбора прогнозов используются для обоих способов прогнозов: прямого предсказания инфляции, либо же агрегирования прогнозов, полученных по компонентам. Среди этих моделей следующие: RWD, кривая Филлипса (в виде VAR-модели, которая включает инфляцию и безработицу с 12 лагами), VAR-модель с 12 эндогенными переменными (допускается не более двух лагов), AR-модель (количество лагов определяется на основании BIC), VAR-модель, отобранная при помощи компьютерного пакета PcGets.

Целевым показателем, для которого строился прогноз, является Harmonised Index of Consumer Prices (HICP)<sup>3</sup>. Иными словами, автор ставит вопрос, прогнозировать ли с помощью вышеописанных моделей HICP напрямую или же прогнозировать каждую из его компонент по отдельности, а потом, взвешивая их с соответствующими весами, получить прогноз HICP.

Автор прогнозировал на 1, 6 и 12 месяцев вперед. После анализа качества прогнозов на данных еврозоны за период с января 1992 г. по

---

<sup>3</sup> Данный показатель является показателем инфляции для Центрального банка еврозоны. Он представляет собой взвешенный индекс цен стран — участниц зоны евро. Веса компонент в этом индексе изменяются каждый год.

декабрь 2000 г. последователь сделал вывод о наличии тенденции к тому, что на более длительных горизонтах прогнозирования (особенно 12 месяцев) прогнозирование агрегата в среднем дает меньшую ошибку, чем прогнозирование компонент НІСР.

Следующим шагом анализа стала проверка, улучшится ли результат, если объединить прогнозы. Однако комбинации не улучшили качество наилучшего из прямых прогнозов на горизонте 12 месяцев.

По мнению автора, прогнозы агрегированного показателя превосходят по своей точности взвешенные прогнозы компонент, поскольку из-за шоков компоненты НІСР сложно прогнозировать, кроме того, наблюдается тенденция к изменению компонент в одном направлении, следовательно, комбинация их прогнозов не улучшает результат по сравнению с агрегатом.

В статье [7] показано, что объединение прогнозов может доминировать над индивидуальными прогнозами по ряду причин. Во-первых, комбинация прогнозов позволяет застраховаться от того, что одна из моделей неправильно специфицирована. Во-вторых, что более важно, комбинация прогнозов может дать лучший результат, чем индивидуальные прогнозы, когда происходит структурный сдвиг, который не учитывается исследователем. Авторы подтверждают эти предположения как теоретическим анализом, так и экспериментами Монте-Карло, однако не приводят эмпирических доказательств.

Работа [15] сфокусирована на изучении комбинированных прогнозов. Автор описывает большое количество методов комбинирования прогнозов, ограничиваясь, однако, лишь теоретическими построениями и экспериментами Монте-Карло. Он не приводит эмпирической части, которая помогла бы понять, какие из этих вариантов прогнозирования действительно улучшают прогноз по сравнению с какой-либо базовой моделью.

В исследовании [6] проводится анализ с целью еще раз проверить, действительно ли прогнозы по кривой Филлипса уступают по своему качеству наивным прогнозам. При этом авторы опирались на работы [11] и [1]. В качестве меры адекватности прогноза использовалось отношение RMSE прогноза, полученного по кривой Филлипса к RMSE прогноза по наивной модели. Авторы приходят к заключению, что в одни периоды лучшие прогнозы дает кривая Филлипса, а в другие (в частности, в тот период, который рассматривали Аткинсон и Оханиан) — наивная модель.

Однако авторы особое значение придают не столько абсолютной величине ошибки прогнозирования, сколько тому факту, верно ли модель предсказала направление изменения инфляции (т.е., вырастет ли инфляция или упадет). При таком подходе (и в предположении, что ошибки прогноза распределены симметрично) наивная модель предсказывает, что инфляция увеличится с вероятностью 50%. Для оцененной модели кривой Филлипса направление изменения авторы рассчитывают следующим образом:

$$\hat{D}_{t+h}^{12} = \begin{cases} +1 & \text{if } E_t \pi_{t+h}^{12} > \pi_t^{12} \\ -1 & \text{otherwise} \end{cases} . \quad (7)$$

Тогда мерой качества модели выступает доля верно предсказанных направлений изменения уровня инфляции.

Согласно результатам расчетов кривая Филлипса лучше предсказывает направление изменения инфляции, чем наивная модель. Развивая эту логику, авторы предлагают нетривиальный способ комбинирования двух вышеописанных моделей, который позволяет совместить хороший результат прогнозов амплитуды инфляции, полученный с помощью наивной модели, а также более точное соответствие направления изменения инфляции, полученное при использовании кривой Филлипса. Авторы также показывают, что такая комбинация прогнозов дает улучшение прогноза по сравнению с наивной моделью.

## 1.5. Выводы

Итак, благодаря мировому опыту прогнозирования инфляции накоплен большой объем прогнозных моделей. Однако анализ научных статей приводит к неутешительному выводу: то, какие модели позволят получить наиболее точный прогноз инфляции, всякий раз определяется периодом времени и конкретным горизонтом прогнозирования. Прогнозные характеристики модели зависят также от страны, для которой строится прогноз.

## 2. Методика прогнозирования инфляции в Российской Федерации

Целью данной работы является построение прогноза российской инфляции. В связи с этим прежде всего встает вопрос об определении

показателя инфляции. В первом подразделе рассмотрены показатели, на основании которых может быть рассчитана инфляция. Проводится сравнение наборов товаров и услуг, цены которых используются для расчета показателей. Во втором — определяется форма, в которой может быть спрогнозирован индекс потребительских цен. В третьем подразделе изложена методология построения прогнозных моделей.

## 2.1. Обзор показателей инфляции в Российской Федерации

Инфляция — один из ключевых макроэкономических показателей. Для разных целей она может быть рассчитана на основании разных показателей. Российские данные позволяют использовать в качестве меры инфляции следующие экономические ряды: индекс цен производителей, дефлятор ВВП, фиксированный набор потребительских товаров и услуг (используется для проведения межрегиональных сравнений), минимальный набор продуктов питания, индекс потребительских цен, базовый индекс потребительских цен. Однако в данной работе в качестве показателя инфляции будет использоваться только *индекс потребительских цен*, поскольку он рассчитывается по наиболее обширному кругу товаров и услуг.

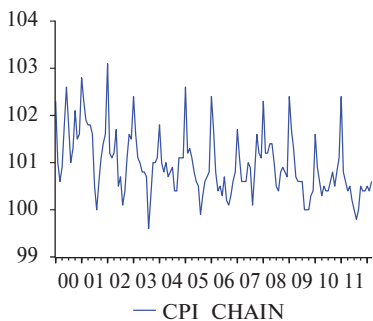
## 2.2. Форма ИПЦ при прогнозировании

Среди вопросов, на которые мы пытаемся ответить в этой работе, есть и такой: в какой форме лучше прогнозировать ИПЦ — в форме базисного ИПЦ (в процентах к январю 2000 г.), цепного ИПЦ (в процентах к предыдущему месяцу), логарифма базисного ИПЦ? Чтобы выбрать более правильный ответ, построим все модели для трех вышеописанных показателей инфляции. В дальнейшем будут использованы следующие обозначения:

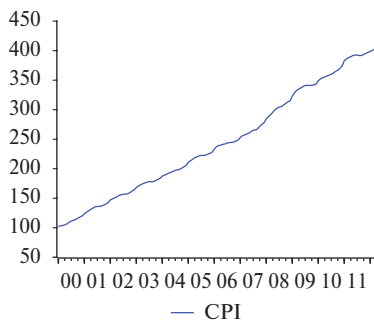
- *cpi* — базисный ИПЦ;
- *cpi\_chain* — цепной ИПЦ;
- *lnscpi* — логарифм базисного ИПЦ.

Приведем графики этих трех показателей инфляции (рис. 1–3).

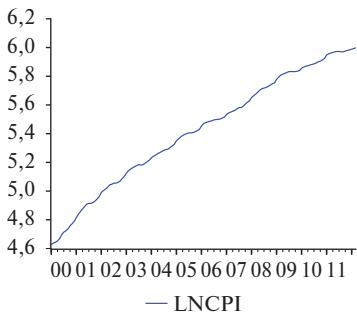
Следует отметить, что значительным недостатком использования месячных данных является то, что они подвержены сильным сезонным колебаниям. Для устранения последних были взяты 12-е разности показателей. Конечно, существуют более сложные способы борьбы с сезонностью, однако поиск и исправление сезонных единичных кор-



**Рис. 1**



**Рис. 2**



**Рис. 3**

ней сам по себе является отдельной весьма непростой задачей, которая не ставится в рамках этого исследования.

Кроме того, необходимо преобразовать три показателя инфляции так, чтобы получить стационарные ряды. В итоге в работе показатель инфляции прогнозировались после следующих преобразований: *12-я разность цепного ИПЦ, разность 12-х разностей базисного ИПЦ, 12-я разность логарифма базисного ИПЦ.*

### 2.3. Оцениваемые модели

В данном подразделе описаны модели, которые применялись в рамках настоящей работы для построения прогноза российской инфляции. При этом имитируется прогноз в реальном времени на квар-

тал и на полгода вперед, т.е. считается, что при оценке моделей есть данные по всем экономическим рядам за период январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. при прогнозировании на 6 месяцев (прогноз строится на период октябрь 2011 г. — март 2012 г.). При прогнозировании на 3 месяца считаются известными значения временных рядов на протяжении периода январь 2000 г. — декабрь 2011 г., и прогноз строится для периода январь 2012 г. — март 2012 г. Для построения моделей используются данные ФСГС<sup>4</sup>.

После построения прогнозов встает вопрос оценки их качества. Кроме того, необходимо учитывать, что одна из задач работы — ответить на вопрос, в какой форме лучше прогнозировать инфляцию: в форме базового ИПЦ, цепного ИПЦ или же логарифма ИПЦ. Поскольку в модели объясняемая переменная входит в различных формах, то прямое сравнение ошибок прогнозов некорректно. Поэтому после получения прогноза одного из показателей инфляции (например, разности логарифма ИПЦ) данный прогноз пересчитывается в базовый ИПЦ, и уже для этого полученного ряда строятся ошибки прогнозов. В качестве ошибки прогноза в работе используется показатель средней квадратической ошибки прогноза (RMSE):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{i=1}^h (f_i - \pi_i)^2}, \quad (12)$$

где  $h$  — горизонт прогнозирования (3 или 6 месяцев);

$f_i$  — прогноз базового ИПЦ (прогноз исходного показателя инфляции после преобразований);

$\pi_i$  — фактические значения показателя базовой инфляции.

Итак, после определения критерия сравнения результатов моделей необходимо определить классы оцениваемых моделей.

### 2.3.1. Простейшие модели

Специфической чертой оценки прогнозных моделей является то, что качество модели невозможно оценить путем прямого сравнения прогноза и реальных данных. Поэтому для оценки качества прогнозов по более сложным моделям необходимо сравнить их поведение с более простыми. Из простейших моделей были оценены следующие.

---

<sup>4</sup> URL: <http://sophist.hse.ru/>

- *Модель ARMA*

В данном случае количество лагов выбирается на основании ВІС (максимум 12 лагов). Такие модели строились для каждого из трех показателей инфляции, порядок AR- и MA-членов подбирался на периоде январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. Эта же модель использовалась при прогнозировании на 6 месяцев вперед. Для прогнозирования на 3 месяца вперед была взята та же модель, однако коэффициенты переоценивались с учетом добавления трех новых точек (октябрь — декабрь 2011 г.).

- *Наивная сезонная модель*

В соответствии с этой моделью прогноз показателя инфляции в следующем месяце равен фактическому значению инфляции 12 месяцев назад. Лаг в 12 месяцев обусловлен месячной структурой данных.

- *Наивная модель*

Данная модель является модифицированным аналогом модели, предложенной в работе [1]. В рамках этой модели прогноз на три месяца вперед равен среднему значению показателя инфляции за 3 предыдущих месяца. Аналогично строится прогноз на полгода вперед: он равен среднему значению показателя инфляции за 6 предыдущих месяцев.

### 2.3.2. Прогнозирование по кривой Филлипса

После того как определен класс простейших моделей, исследуются более сложные способы построения прогноза показателя инфляции, в которых прогноз основывается не только на информации о самом прогнозируемом ряде, но и на информации о другой объясняющей переменной, которая должна объяснять колебания прогнозируемой величины.

В данной работе оценены однофакторные прогнозы по обобщенной кривой Филлипса, предложенной в статье [13]:

$$\pi_{t+h} = \alpha + \beta(L)\pi_t + \gamma(L)x_t + \varepsilon_{t+h}. \quad (13)$$

Согласно этой модели будущее поведение инфляции зависит от лагов самой инфляции (максимум 12 лагов) а также от текущих значений и лагов объясняющей переменной (максимум 12 лагов). Количество лагов определялось отдельно по ВІС, иногда проводилась корректировка. Порядок лаговых многочленов оценивался на выборке январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. Как и в случае модели ARMA, модель,



оцененная на этой выборке, использовалась при прогнозировании на 6 месяцев вперед, а для прогнозирования вперед на квартал происходила переоценка коэффициентов без изменения порядка лаговых многочленов. Как было описано в работе [12], и показатель инфляции, и объясняющие переменные входили в модель после преобразований, которые позволили получить стационарные ряды.

В качестве объясняющих переменных использовались показатели экономической активности. Эти переменные можно разделить на несколько групп: *индексы производства НИУ ВШЭ, индексы производства, показатели системы национальных счетов (СНС) и рынка труда, индексы добычи полезных ископаемых НИУ ВШЭ.*

Необходимо также отметить, что такой тип моделей требует прогнозирования объясняющей переменной, поскольку при имитации прогнозов в реальном времени предполагается, что на конкретный период построения прогноза неизвестны данные ни для показателя инфляции, ни для каких-либо других экономических рядов. В рамках этой работы ставится задача выявить, какой из способов прогнозирования объясняющих переменных обеспечивает меньшую ошибку прогнозирования показателей инфляции. Поэтому каждый из показателей экономической активности прогнозировался тремя способами: по модели ARMA, с помощью наивного сезонного, а также с помощью наивного прогноза. Модели для каждого показателя строились так же, как и прогнозы инфляции по простейшим моделям в подразделе 2.3.1.

### **2.3.3. Модели, использующие ожидания**

Третьей группой оцененных моделей являются модели, использующие ожидания. Основная идея состоит в использовании ожиданий экономических агентов (например, извлеченных из кривой доходности), которые согласно макроэкономической теории должны влиять на изменение инфляции в будущем. Этот класс моделей похож на кривую Филлипса, однако в качестве экзогенной переменной берутся не показатели экономической активности, а показатели, в которых, предположительно, заключены ожидания агентов.

Американские авторы в качестве объясняющих переменных часто использовали наклон кривой доходности или спред между государственными ценными бумагами с различными сроками погашения. Однако прямое перенесение таких методов на российские данные невозможно, поскольку рынок государственных ценных бумаг в России

намного меньше, чем в США. Кроме того, торги в России проходят нерегулярно, что создает дополнительные трудности для построения кривых доходности и спредов. Поэтому в качестве объясняющих переменных были взяты *денежные агрегаты (M0 и M2), ставки по кредитам и депозитам, курс доллара, межбанковская ставка процента и значение индекса РТС.*

Аналогично предыдущему классу моделей, порядок лаговых членов был оценен на периоде январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. Эта же модель использовалась при прогнозировании на полгода, а для прогнозирования на квартал коэффициенты переоценивались.

Данный класс моделей предполагает, кроме того, наличие отдельной задачи прогнозирования объясняющих переменных. Здесь также использовались три способа их прогнозирования: ARMA-модель, наивная сезонная модель и наивная модель.

#### **2.3.4. Комбинации прогнозов**

Многие авторы приходили к выводу, что комбинации прогнозов показывают лучшие результаты, чем однофакторные модели, поскольку поведение последних крайне нестабильно: в один период модель может давать наименьшую ошибку прогнозирования, в другой — быть одной из худших. Поэтому в данной работе рассмотрены различные комбинации прогнозов. Прогнозы комбинировались внутри следующих групп: индексы производства НИУ ВШЭ; индексы производства; показатели системы национальных счетов (СНС) и рынка труда; индексы добычи полезных ископаемых НИУ ВШЭ; модели, использующие ожидания (т.е. комбинировались прогнозы, полученные по кривой Филлипса и моделям, использующим ожидания). В работе рассмотрены три способа построения комбинации прогноза: простейшие способы комбинирования, комбинация на основании регрессии, комбинация на основании RMSE.

- *Простейшие способы комбинирования*

К простейшим комбинациям прогнозов относятся медиана, среднее, урезанное среднее (были построены средние с отброшенной долей экстремальных значений — 5, 10, 15, 20, 25, 50%).

- *Комбинация на основании регрессии*

Для построения этой комбинации каждая модель оценивалась на выборке январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. Далее строились динамические прогнозы на протяжении всей выборки для прогноза на 6 меся-

цев. Для прогноза на 3 месяца вперед коэффициенты моделей с тем же порядком лаговых многочленов переоценивались на выборке январь 2000 г. — декабрь 2011 г., также с дальнейшим построением динамических прогнозов на протяжении всей выборки. Затем на вышеописанных выборках строились регрессии показателя инфляции на прогнозы внутри каждой из рассматриваемых групп, после чего прогнозы на интересующий период получались при помощи взвешивания прогнозов моделей с коэффициентами, равными коэффициентам в регрессиях.

Отдельного пояснения требует построение прогнозов объясняющих переменных. Прогнозы по ARMA-модели строились на всей выборке (январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. для прогноза на 6 месяцев, январь 2000 г. — декабрь 2011 г. для прогноза на 3 месяца), и этот ряд использовался в качестве значений объясняющей переменной.

Для построения прогноза объясняющей переменной по наивной сезонной модели значения переменных были заменены на значения переменных с лагом 12 на всей выборке, на которой оценивалась модель.

Прогноз переменных по наивной модели был сконструирован следующим образом: на протяжении всей выборки значения ряда были заменены на среднее значение за последние 3 месяца — для построения прогноза на 3 месяца вперед и на среднее за 6 предыдущих месяцев — для прогноза на полгода.

- *Комбинация на основании RMSE*

Для построения третьего типа комбинаций прогнозов строятся модели, описанные в пунктах «Прогнозирование по кривой Филлипса» и «Модели, использующие ожидания» на выборках январь 2000 г. — сентябрь 2011 г. для прогноза на 3 месяца и январь 2000 г. — март 2011 г. для прогноза на 6 месяцев. Прогнозы строятся на период октябрь — декабрь 2011 г. и апрель — сентябрь 2011 г. для прогнозов на квартал и полгода соответственно. После этого для каждой модели в группе вычислялась RMSE, а затем был рассчитан вес по формуле:

$$w_i = \frac{1 / RMSE_i}{\sum_{j=1}^N 1 / RMSE_j}, \quad (14)$$

где  $w_i$  — вес  $i$ -й модели при построении прогноза;  
 $RMSE_i$  — ошибка прогнозирования этой модели;  
 $N$  — количество моделей в данной группе.

Даже прогнозы на интересующий период получаются путем взвешивания прогнозов однофакторных моделей с весами, посчитанными по формуле (14).

### **3. Сравнительный анализ прогнозных свойств различных методов прогнозирования российской инфляции**

Проведенное исследование позволяет сделать некоторые выводы относительно прогнозирования инфляции.

- Ошибка прогнозирования на 6 месяцев вперед меньше ошибки прогнозирования на 3 месяца. Этот результат противоречит выводам большинства исследований, что легко объяснимо. Поскольку в январе 2012 г. не произошло традиционного повышения тарифов ЖКХ а также стоимости общественного транспорта, ИПЦ за данный месяц существенно ниже своего уровня за предыдущие годы. В силу этого все модели демонстрируют большое относительное значение ошибки прогнозирования на январь (она существенно выше ошибок прогнозирования в остальные месяцы). В результате вышеуказанный эффект достигается за счет того, что большая ошибка, соответствующая январю, делится на разную длину горизонта прогнозирования.

По этой же причине прогноз показателей инфляции по наивной сезонной модели дает высокие ошибки прогнозирования, а наивная модель, напротив, хороший результат. Дело в том, что при прогнозировании по наивной сезонной модели учитывался скачок ИПЦ в январе, как в предыдущем году, однако в действительности этого не произошло. Наивная модель, наоборот, не учитывает скачка, поэтому ее ошибка прогнозирования меньше.

- Прогнозы по кривым Филлипса нестабильны. Это подтверждает результаты зарубежных исследований.

Однако стоит отметить, что в большинстве случаев ошибки прогнозирования по кривой Филлипса ниже, чем по простейшим моделям. Исключением является ряд логарифмов, которому соответствуют большие ошибки прогнозирования (в несколько раз превышающие ошибки прогнозирования цепного и базисного ИПЦ).

На рис. 4–8 приведены проценты ошибок прогнозирования, которые являются хуже и не хуже, чем прогнозы по наилучшей из простейших моделей (для показателей цепного ИПЦ и логарифма ИПЦ таковой является прогноз по ARMA-модели, для цепного ИПЦ — прогноз

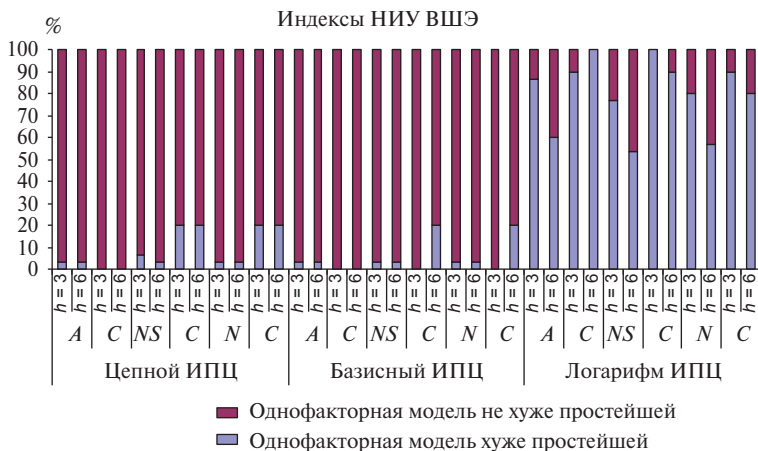


Рис. 4

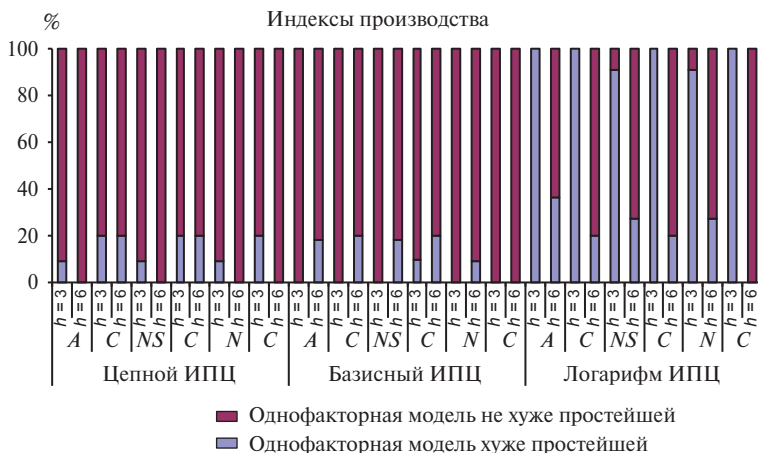
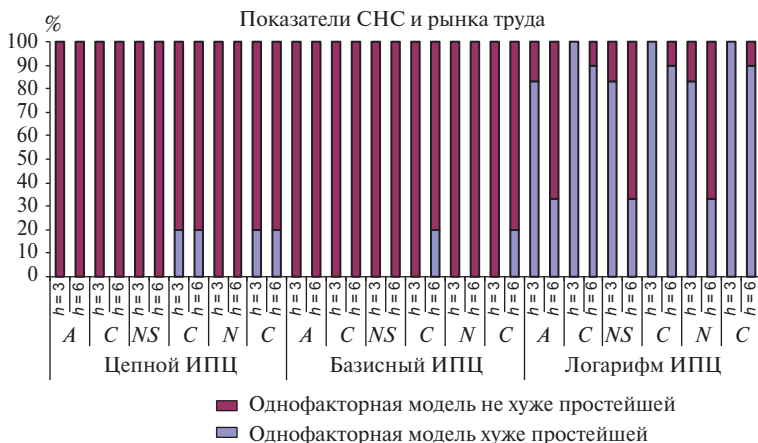


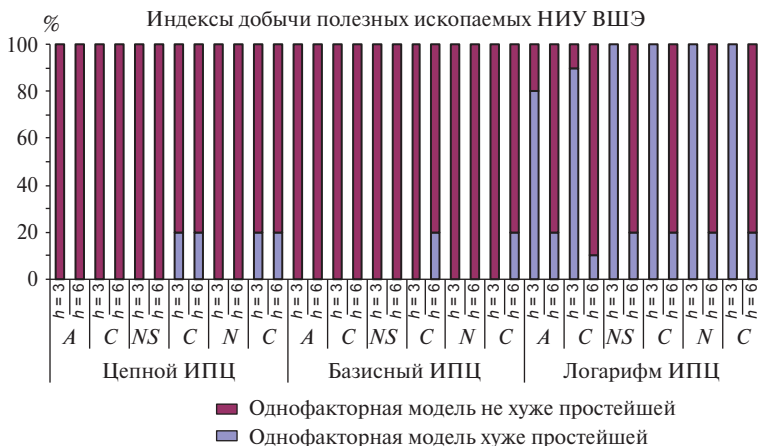
Рис. 5

по наивной модели). На графиках прогнозы объясняющих переменных по модели ARMA имеют обозначение «А», по наивной сезонной модели — «NS», по сезонной модели — «N», по комбинации — «С».

Гистограммы подтверждают, что в большинстве случаев прогнозы по однофакторным моделям не хуже лучшего из прогнозов по наивным моделям.

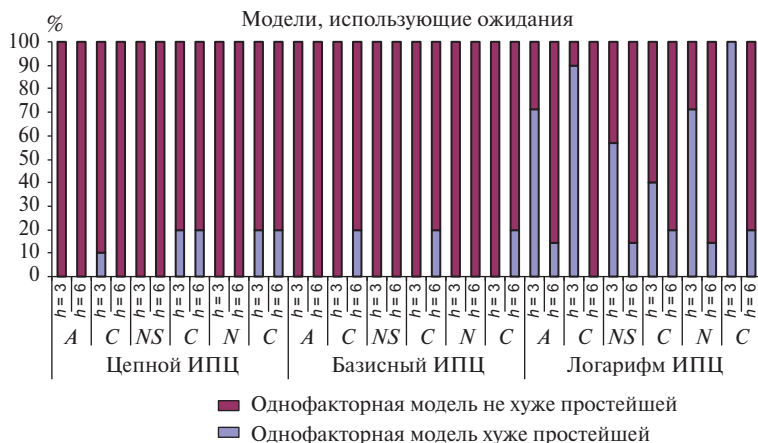


**Рис. 6**



**Рис. 7**

• Построение комбинации прогнозов в виде урезанной средней в противовес простой средней арифметической является оправданным. В большинстве случаев простая средняя и различные варианты урезанных средних отличаются друг от друга незначительно (на уровне нескольких сотых ошибки прогнозирования). Однако следует отметить, что с повышением доли отброшенных наблюдений ошибка



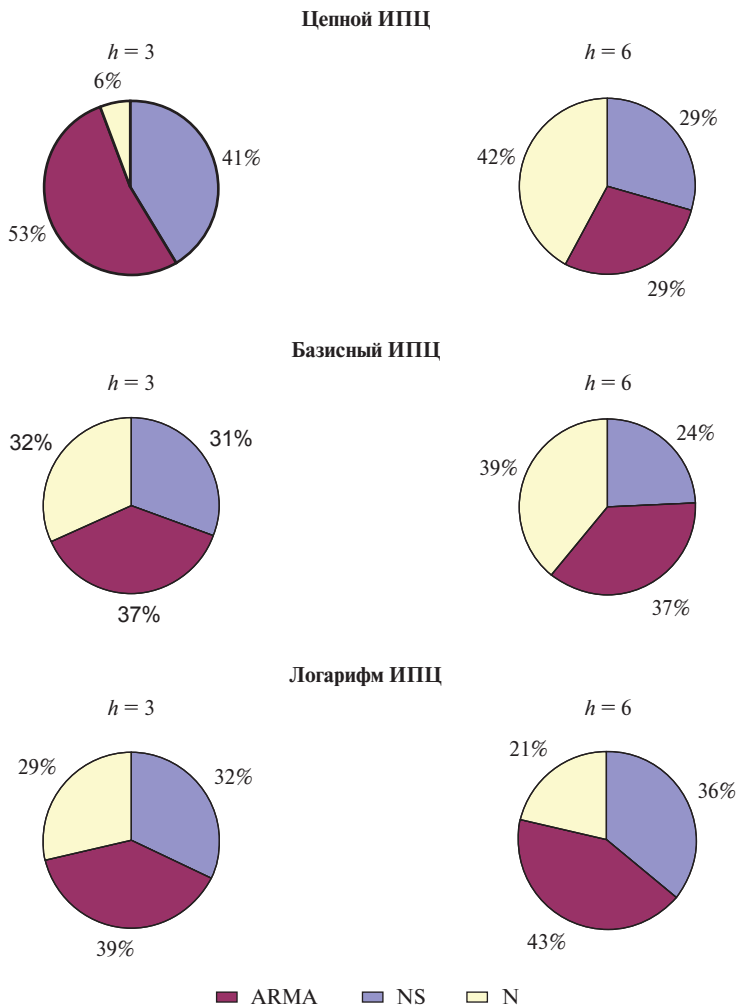
**Рис. 8**

прогнозирования имеет тенденцию к уменьшению. Возможно, это связано с тем, что прогнозная сила однофакторных моделей примерно равна, поэтому при исключении выбросов, которые могут быть проинтерпретированы как случайные отклонения, результат улучшается.

- В большинстве случаев комбинирование прогнозов с помощью построения регрессии хуже, чем комбинация на основе RMSE. Этот результат ожидаем: очевидно, что в прогнозную модель включены не все переменные, которые могут объяснить изменения в уровне инфляции, поэтому определение весов посредством регрессии не приводит к наилучшему прогнозу. Кроме того, при отсутствии существенных потрясений в экономике можно ожидать, что модели, которые неплохо прогнозировали в предыдущий период, дадут хороший результат и при прогнозе на будущее. Это подтверждается тем фактом, что комбинации прогнозов на основании RMSE позволяют получить хороший результат.

- Часто наименьшая ошибка прогнозирования соответствует базисному ИПЦ. Возможно, это связано с тем, что для сопоставимости RMSE все прогнозируемые ряды были пересчитаны именно в базисный ИПЦ. Кроме того, наибольшие ошибки прогнозирования соответствуют логарифму ИПЦ. Скорее всего, это связано с тем, что прогнозируется 12-я разность логарифма ИПЦ, а не просто логарифм ИПЦ: при переходе от прогноза 12-й разности логарифма ИПЦ к прогнозу базисного ИПЦ наибольший вес в ошибку прогнозирования вносит не сам построенный прогноз, а значение логарифма ИПЦ 12 месяцев назад.

Далее, в работе ставился вопрос относительно прогнозирования объясняющих переменных: выяснилось, по какой модели лучше его качество — по модели ARMA, наивной сезонной или сезонной. Результаты исследования этого вопроса представлены на рис. 9. На каждой круговой диаграмме отображена доля наилучших прогнозов с



**Рис. 9**



использованием каждого из методов прогнозирования объясняющих переменных для конкретного показателя инфляции.

Диаграмма демонстрирует, что для определенных показателей инфляции и для определенного периода прогнозирования каждый из способов прогнозирования объясняющих переменных дает наилучший результат в наибольшем проценте случаев, т.е. нельзя сказать, что тот или иной способ прогнозирования объясняющих переменных позволяет получить лучший результат.

Подводя итог проведенному анализу, можно сделать вывод, что однофакторные модели в среднем прогнозируют не хуже простейших. Однако их результаты неустойчивы: при смене горизонта прогнозирования, показателя инфляции и способа прогнозирования объясняющих переменных качество прогноза однофакторной модели существенно меняется.

Что касается комбинаций прогнозов, то в некоторых случаях они превосходят большинство индивидуальных прогнозов. Однако выбор способа комбинирования также является отдельной проблемой, поскольку ни один из рассмотренных в работе не доминирует над остальными.

## **Заключение**

Инфляция — один из наиболее существенных экономических показателей. Кроме того, в России она имеет и большое политическое значение. Поэтому прогнозирование инфляции важно для многих групп экономических агентов.

В данной работе оценены наиболее часто используемые в соответствующей литературе модели: простейшие модели; обобщенная кривая Филлипса; модели, использующие ожидания; комбинации прогнозов. Несмотря на то что в большинстве случаев однофакторные модели позволяют получить прогнозы не хуже, чем простейшие модели, нет оснований утверждать, что хотя бы одна из моделей доминирует над другими. Результаты прогнозов по однофакторным моделям нестабильны при смене горизонта прогнозирования, формы показателя инфляции и способа прогнозирования объясняющих переменных. Кроме того, комбинации прогнозов в некоторых случаях способны улучшить качество однофакторных моделей, однако ни один из способов комбинирования прогнозов не превосходит остальные.

Основные выводы данной работы согласуются с выводами из обзора мирового опыта прогнозирования инфляции: однофакторные модели в большинстве случаев позволяют построить лучшие прогнозы, чем прогнозы, полученные с использованием простейших моделей. Однако не существует механизма отбора объясняющих переменных, которые позволили бы получить наилучший прогноз в конкретных экономических условиях.

Поскольку однофакторные модели нестабильны, необходимо использовать другие методы прогнозирования. Среди дальнейших направлений исследования выделим прежде всего оценку прогнозных качеств многофакторных моделей, например, моделей векторной авторегрессии. Кроме того, отдельного внимания заслуживает вопрос об изучении качества консенсус-прогнозов.

## Источники

1. *Atkeson A., Ohanian L.E.* Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation? // Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. 2001. Vol. 25. No. 1. P. 2–11.
2. *Bernanke B.S., Bovian J., Elias P.* Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach // Quarterly Journal of Economics. 2005. Vol. 120. No. 1. P. 387–422.
3. *Scott B., Fisher J.D.M.* In Search of a Robust Inflation Forecast // Federal Reserve Bank of Chicago. Economic Perspectives. 2004. Vol. 28. No. 4. P. 12–31.
4. *Cecchetti S.G., Chu R.S., Steindel C.* The Unreliability of Inflation Indicators // Federal Reserve Bank of New York Current Issues. 2000. Vol. 6. No. 4. P. 1–6.
5. *Clark T.E., McCracken M.W.* The Predictive Content of the Output Gap for Inflation: Resolving In-Sample and Out-of-Sample Evidence // Journal of Money, Credit and Banking. 2006. Vol. 38. No. 5. P. 1127–1148.
6. *Fisher J.D.M., Liu C.T., Zhou R.* When Can We Forecast Inflation? Federal Reserve Bank of Chicago. Economic Perspectives. 2002. Vol. 26. No. 1. P. 30–42.
7. *Hendry D.F., Clements M.P.* Pooling of Forecasts // Econometrics Journal. 2004. Vol. 7. No. 1. P. 1–31.
8. *Hubrich K.* Forecasting Euro Area Inflation: Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy? // International Journal of Forecasting. 2005. Vol. 21. No. 1. P. 119–136.
9. *Mishkin F.S.* The Information in the Longer-Maturity Term Structure // Quarterly Journal of Economics. 1990. Vol. 105. No. 3. P. 815–828.
10. *Orphanides A., Norden S.V.* The Reliability of Inflation Forecast Based on Output Gap Estimates in Real Time // Journal of Money, Credit and Banking. 2005. Vol. 37. No. 3. P. 583–600.

11. *Stock J.H., Watson M.W.* Forecasting Inflation // *Journal of Monetary Economics*. 1999a. Vol. 44. No. 2. P. 293–335.
12. *Stock J.H., Watson M.W.* Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices // *Journal of Economic Literature*. 2003. Vol. 41. No. 3. P. 788–829.
13. *Stock J.H., Watson M.W.* Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2007. Vol. 39. No. 1. P. 3–34.
14. *Stock J.H., Watson M.W.* Phillips Curve Inflation Forecasts. NBER Working Paper No. 14322. Sept. 2008.
15. *Timmermann A.* Forecast Combinations // *Handbook of Economic Forecasting* / G. Elliott, C.W.J. Granger, A. Timmermann (eds). 2006. Vol. 1.

© Петренко В.Д., 2013

**А.Е. Селиванова**

Научный  
руководитель —  
С.Н. Смирнов  
Кафедра  
управления рисками  
и страхования

# Моделирование VaR-оценок волатильности цен на сталь на основе GARCH- и EMA-моделей

---

Данная статья посвящена актуальности применения наиболее популярных моделей краткосрочного прогнозирования волатильности и построению Value-at-Risk оценок для металлургического сектора. В работе также рассматриваются отличительные черты поведения сырьевых активов и методы работы с ними. Большое внимание уделяется особенностям моделирования с учетом малой выборки, стационарности рядов и кластеризации. Настоящее исследование ориентировано на применение его результатов и выводов в металлургических компаниях или компаниях промышленного сектора.

## Введение

Волатильность цен на сталь способна оказать значительное влияние на состояние как экономик промышленно ориентированных стран, так и мировой экономики в целом. Резкие скачки цен на сталь могут пошатнуть стабильность промышленного сектора многих развивающихся стран, экспортно или импортно ориентированных на сталь государств, а также повлиять на финансовое благополучие производителей и потребителей стали, чей вклад в ВВП страны может быть значительным. В свою очередь, мировые цены на сталь так же чутко реагируют на изменение окружающей среды, будь то природные катастрофы на сырьевых источниках, асимметрия информации на торговых площадках, изменения спроса на рынке.

Производители металлов — меди, алюминия, стали и др., в большинстве своем используют два основных способа реализации произведенной продукции: заключение месячного форвардного контракта с целью краткосрочного хеджирования рыночного риска или активность

на торговых площадках с реализацией продукта по текущим рыночным ценам. В основном все производители металлов, в том числе производители стали, пользуются и тем и другим каналом сбыта, варьируя принимаемые на себя рыночные риски. Для принятия решения о доле металла, идущего на продажу через торговые площадки (в последние годы речь в основном идет о Лондонской бирже металлов (LME)), ответственным лицам необходимо знать предельный размер принимаемого в данном случае риска, а соответственно иметь в своем распоряжении достоверные прогнозы размера будущих рисков. Негативная непредвиденная конъюнктура рынка может оказать колоссальное влияние на компании. Вместе с тем постоянное и объемное использование такого инструмента естественного хеджирования, как форвардные контракты, грозит компании неполучением дополнительной прибыли.

Решение данного вопроса стало особенно актуальным в последние годы, после того как Лондонская биржа металлов начала, помимо цветных металлов, торговать также сталью, что, в свою очередь, увеличило спекулятивную составляющую в ценообразовании стали.

Данное исследование ориентировано на применение его результатов и выводов в металлургических компаниях или компаниях промышленного сектора.

Целью нашей работы является нахождение наилучшей модели прогнозов волатильности цен на сталь для использования в Value-at-Risk<sup>1</sup>-оценках. Такая модель будет выбрана с точки зрения наиболее точного прогнозирования волатильности в краткосрочном периоде. Искомая модель предназначена для более точных прогнозов, чем дают существующие наиболее часто применяемые модели, такие как модели наивной исторической волатильности и подразумеваемой волатильности.

Для исследования использовались ежемесячные цены на сталь в период с января 1997 г. по декабрь 2011 г., собранные статистическим агентством Bloomberg.

В текущей ситуации, когда уже металл представляет собой не только промышленный материал, но и привлекательный актив для спекулянтов, понятие доходности металла приобрело четкий финансовый смысл. Около 20–30% от оборота металлов держится на складах LME в спекулятивных целях<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Далее — VaR.

<sup>2</sup> Внутренняя оценка металлургической компании. Имя компании не разглашается из этических соображений.

## VaR как метод измерения риска

Одним из наиболее популярных методов измерения риска не только на рынке ценных бумаг, но и на рынках сырья является метод Value-at-Risk, который при правильной спецификации модели дает возможность компании оценить свои текущие и будущие предельные риски с точки зрения вероятности, а кроме того, избежать недо- и перерезервирования собственных средств с помощью определенных классов моделей. Количество литературы, посвященной вопросам VaR, значительно возросло с середины 1990-х годов, после приобретения популярности спецификации VaR — RiskMetrics<sup>3</sup> от J.P. Morgan, а также после публикации решения Базельского комитета о расчете достаточности капитала [17].

Существует несколько классификаций моделей VaR-оценок, однако наиболее часто используется классификация, предложенная Манганелли и Энглом [15]. Авторы разделили существующие подходы на три категории:

- 1) параметрический подход;
- 2) непараметрический подход;
- 3) полупараметрический подход.

Вне этой классификации можно выделить модели, использующие в качестве показателя волатильности подразумеваемую (вмененную) волатильность, которая, в отличие от перечисленных выше моделей, основывается не на исторических данных, а на ожиданиях агентов рынка.

Большинство методов моделирования VaR делают ряд допущений, необходимых для применения моделей на практике. Данные допущения зачастую резко расходятся с экономической действительностью.

Все методы оценки VaR, кроме методов, использующих понятие вмененной волатильности, как уже говорилось, основаны на исторических данных. Проблема предположения идентичного поведения данных относится лишь к некоторым методам оценок VaR. Однако свойства данных, такие как первые и вторые моменты распределения,

---

<sup>3</sup> RiskMetrics был бесплатной услугой, предложенной JP Morgan в 1994 г. для оценки ценности под риском (VaR) как инструмент управления рисками. В то время метод VaR использовался рядом финансовых фирм, но RiskMetrics вызвал ажиотаж среди торговых и сырьевых компаний. RiskMetrics был одним из факторов, которые привели к широкому распространению VaR в финансовых и нефинансовых фирмах в середине 1990-х годов.

вид распределения, предполагаются одинаковыми для прошлого и будущего в большинстве моделей.

Для использования большинства методов оценок VaR необходимо выдвинуть предположение о виде распределения актива на заданном временном горизонте. Установление вида распределения эмпирических данных может оказаться существенной проблемой при проведении подобных исследований.

В прикладных исследованиях долгое время были распространены непараметрический и параметрический методы оценки, но в последнее время все чаще применяются полупараметрические подходы, способные нивелировать те или иные недостатки вышеупомянутых подходов.

При параметрическом подходе предполагается, что вид распределения известен, значения параметров этого распределения также известны и исчислимы. В широком списке литературы и различных источников, посвященных, в частности, параметрическому подходу оценки VaR, этот метод называется дельта-нормальным подходом, так как авторы предполагают именно гауссовское распределение цен или доходностей актива. Критика допущения о нормальности распределения широко известна и не будет представлена в данной работе. Отметим лишь, что эта гипотеза требует дополнительного тестирования, так как очевидно, что существуют некоторые финансовые активы, распределение показателей которых может не являться нормальным.

Непараметрический подход, в свою очередь, не предполагает знание параметров и оценки эмпирического распределения. Этот подход предусматривает наличие идентичности в поведении уже реализованных величин и величин, которые только будут реализованы в будущем [3]. Моделирование VaR-оценок непараметрическим способом получило широкое распространение на практике и в литературе благодаря снятию ограничения о знании параметров распределения. Однако в дальнейшем оценки VaR, построенные на историческом подходе, подверглись глобальной критике. Сомнения в том, что прошлое хорошо описывает будущее, кажутся вполне резонными, так как такой подход никак не учитывает изменение конъюнктуры рынка. К базовой критике наивного исторического подхода помимо этого относятся замечания по поводу полной зависимости исследования от исторических данных и их качества, а также по поводу доступности этих данных.

Полупараметрический подход — наиболее современный из всех перечисленных. Основа идеи использования полупараметрического подхода состоит в том, что принимают гипотезу о каком-либо распределении данных, но вычисляют параметры распределения с помощью дополнительных моделей, полагая параметры не константой, а отдельным стохастическим процессом. Наиболее популярными моделями на сегодняшний день считаются обобщенные авторегрессионные модели условной гетероскедастичности (GARCH( $p$ ,  $q$ )-модели) и их спецификации, а также модель экспоненциально взвешенной скользящей средней (EWMA). Стоит отметить, что исследования шагнули далеко за пределы возможностей обычных ARCH моделей, однако новейшие разработки слабо применимы к сырьевым рынкам ввиду свойственной им проблемы малой выборки.

## Волатильность

Прежде чем применять упомянутые теоретические подходы к оценке волатильности реальных активов, необходимо более подробно рассмотреть само понятие волатильности.

Под волатильностью обычно понимается изменчивость какой-либо величины. Соответственно волатильность цен или доходностей — это изменчивость данных параметров. Часто в понятие «волатильность» вкладывается более узкоконкретный смысл — стандартное отклонение цен или доходности объекта исследования. В настоящей работе под волатильностью будет подразумеваться именно изменчивость параметров. Следует отметить, что показатель волатильности является одной из наиболее часто используемых мер риска.

Эмпирический опыт показывает, что зачастую экономические данные и волатильность этих данных обладают набором следующих свойств.

1. Нестационарность ряда цен, т.е. ряд изменяет свои свойства во времени, а значит, использование подходов VaR, предполагающих постоянство параметров, может вызвать неблагоприятные последствия.

2. Волатильность данных кластеризована, т.е. в ряде волатильности присутствует автокорреляционная составляющая, а следовательно, за периодом пониженной волатильности также ожидается период пониженной волатильности. Эта же закономерность верна для периода повышенной волатильности.



3. Ряд данных зачастую распределен ненормально и, более того, является распределением (не всегда установленным) с высоким показателем эксцесса, а следовательно, с «толстыми хвостами». Установить скорость убывания хвоста распределения не всегда возможно эмпирически в силу недостаточного количества данных. Особенно часто такая проблема возникает при анализе цен на сырье.

Именно полупараметрические модели оценки VaR применяются в анализе с целью учета вышеперечисленных свойств цен, доходностей и их волатильности [5].

Существующие методы оценки волатильности условно можно поделить на оценки подразумеваемой волатильности и оценки, построенные на основе исторических данных.

### Подразумеваемая волатильность

Подразумеваемая, или вмененная, волатильность (implied volatility) отражает ожидание игроков рынка относительно поведения цены или доходности объекта этого рынка в будущем. Один из способов оценки подразумеваемой волатильности появился благодаря публикации в 1973 г. работы Блэка и Шоулза [8] о ценообразовании опционов. Руководствуясь результатами работы авторов и зная цену опциона и все прочие параметры заключенного опционного контракта, можно установить значение волатильности, которое игроки рынка ожидают увидеть в будущем [11; 18]. Однако данная модель неприменима в реальных условиях в том виде, в котором предполагали ее создатели. Математические модели ценообразования опционов Блэка, Шоулза и Мертона предусматривали существование идеальных, очень крупных и гибких рынков, таких, на которых индивидуальные действия агентов не способны повлиять на цены. Авторы предполагали, что агенты рациональны. Данное предположение, очевидно, не всегда верно.

Подразумеваемую волатильность наиболее часто применяют в параметрических моделях для краткосрочных прогнозов, считая, что она содержит наиболее адекватную оценку будущей волатильности [11]. Однако в научной литературе есть ряд исследований, показывающих, что оценки подразумеваемой волатильности завышены по сравнению с оценками моделей, построенных на основе временных рядов. Подобные исследования были проведены Джорионом, Сюй и Тейлором в отношении иностранной валюты, Флемингом и др. в отношении акций, а Манфредо — сельскохозяйственных товаров.

## **Историческая волатильность**

### **Наивный исторический подход**

Один из самых простых и легко вычисляемых подходов к оценке исторической волатильности — это наивный подход. Данный подход подразумевает, что события в прошлом будут закономерно повторяться в будущем, или, иными словами, актив будет показывать ту же динамику, что показывал в прошлом за какой-то промежуток времени. Этот метод прост в применении, однако имеет в своем основании гипотезу о постоянстве рынка. Применение данного метода можно считать актуальным и по сей день в случае невозможности установления приближенного вида распределения.

### **Параметрический подход**

В параметрическом способе оценки под мерой риска подразумевают стандартное отклонение цены актива, которое задается стандартной формулой среднеквадратического отклонения. Среди центральных проблем этого подхода — предположение о стационарности поведения данных и проблема установления распределения данных.

Параметрический подход, как и ранее упомянутый наивный, не учитывает кластеризацию волатильности, так как не учитывает изменение вторых моментов (дисперсии и ковариации) во времени.

## **ARCH/GARCH**

Одни из наиболее популярных моделей для оценивания волатильности, используемых в полупараметрическом подходе, — это авторегрессионная модель условной гетероскедастичности (ARCH) и обобщенная модель условной гетероскедастичности (GARCH). ARCH- и GARCH-модели оцениваются с использованием ретроспективных исторических особенностей временных рядов и широко применяются для прогнозирования волатильности. Самостоятельность этого утверждения особенно очевидна в отношении сырьевых товаров, прогнозы для которых значительно более точны при применении ARCH моделей, чем при историческом подходе. К данному выводу пришли множество авторов, исследовавших вопрос прогнозирования сырьевых показателей [22]. Указанные модели позволяют учитывать

такие упомянутые выше особенности экономических рядов, как кластеризация волатильности и непостоянство вторых моментов распределения.

Однако ряд авторов (например, Манфредо, Брукс) отмечают, что прогнозы ARCH-модели нельзя интерпретировать как надежные. Исследования показали, что объяснительная сила полученных моделей крайне мала и в большинстве случаев показатель детерминации ниже 10%. Следовательно, прогностическая сила данных моделей вызывает сомнение.

Принцип моделей ARCH/GARCH был разработан Робертом Энглом в 1982 г. Далее модели были расширены и модифицированы благодаря трудам Боллерслева и Тейлора (1986), а также Нельсона (1991). Ранее большинство эконометрических моделей сосредоточивались на условных первых моментах ряда, не рассматривая моменты более высоких порядков. Модель, предложенная Энглом, напротив, учитывает моменты более высоких порядков: изменение дисперсии и ковариаций во времени. В предложенной линейной модели предполагалось, что условная волатильность ( $\sigma_t^2$ ) являлась линейной функцией от квадратов прошлых реализованных возмущений ( $\varepsilon_{t-i}^2$ ) [7].

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \varepsilon_t,$$

где  $E(\varepsilon_{t-1}) = 0$ .

Следовательно, данная модель соответствует модели AR( $q$ ) для  $\varepsilon_t^2$  и обладает такими же свойствами, что и AR( $q$ ).

На сегодняшний день в литературе описываются множество спецификаций модели ARCH.

Для более адекватного описания высокого порядка значимой автокорреляции Боллерслева и Тейлор независимо друг от друга предложили обобщенную ARCH-модель, которая имеет следующий вид:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2.$$

Наиболее часто используемая модель GARCH в прикладных исследованиях — это GARCH(1;1).

На данный момент существует ряд тестов, применяемых для тестирования наличия или отсутствия ARCH- и GARCH-эффектов. К таким тестам относятся:

- тест множителей Лагранжа (LM-тест). Данный тест предполагает нормальное распределение стандартизированных инноваций;
- критерий Вальда. Данный критерий можно применять для тестирования гипотезы о гомоскедастичности. В качестве альтернативной гипотезы возможно тестирование GARCH(1;1)-эффекта.

## Moving Average

Один из самых простых методов прогнозирования волатильности с помощью полупараметрических подходов — представление дисперсии в виде простой скользящей средней от квадратов значений предыдущих шоков. К наиболее проблематичным моментам в этом методе относится выбор количества лагов, включаемых в модель. Очевидно, что малое число может привести к большим ошибкам модели, в то время как большое количество включаемых лагов не позволит модели быстро отреагировать на изменения. Указанная проблема способствовала развитию подхода к оценке волатильности методом экспоненциального скользящего среднего. Данный метод открывает возможность учета изначальной информации с определенными весами, при этом более поздним наблюдениям присваивается больший вес. Метод получил название экспоненциального, так как веса наблюдений убывают по экспоненте, двигаясь назад в прошлое [6].

Основной вопрос метода экспоненциально взвешенной скользящей средней — значение параметра сглаживания. Различные значения параметра позволяют модели по-разному учитывать влияние предыдущих наблюдений. Чем больше значение параметра, тем больший вклад в оценку вносит последнее наблюдение. В разработанном J.P. Morgan в 1996 г. подходе RiskMetrics, который основан на вычислении волатильности с помощью экспоненциальной скользящей средней и получил широкую известность, авторы предлагают выбирать фиксированный уровень значения параметра сглаживания:  $\alpha = 94\%$ . Однако необходимо учитывать, что данное значение авторы получили для ежедневных прогнозов. В любом случае параметр следует выбирать исходя из максимизации качества модели, т.е. минимизации ее ошибок. Понятие ошибки модели сводится не только к традиционной оценке среднеквадратичной ошибки, но и к другим критериям [6].

## Сравнение и анализ моделей

Один из самых популярных способов оценки модели прогнозирования — проверка качества модели на исторических данных (или бэк-тестирование). Данная процедура подразумевает статистическое оценивание фактических убытков (реже выгод) с использованием оценок, полученных вне тестируемой выборки (out of the sample). Существует также тестирование модели in the sample, подразумевающее анализ результатов модели на выборке, на основе которой и были получены оценки параметров модели. Однако этот метод не применим к тестированию прогнозных моделей.

### MSE

Различные прогнозные модели могут сравниваться между собой исходя из показателей среднеквадратической ошибки (MSE). Данный показатель традиционно используется в литературе для сравнения регрессионных моделей, предназначенных для оценки параметров и прогнозирования, в частности прогнозирования волатильности.

Формула расчета MSE представлена ниже:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{\theta} - \theta)^2,$$

где  $\hat{\theta}$  оценка параметра  $\theta$ .

Более точной считается та модель, показатель MSE которой меньше.

### POF-test

Идея данного теста заключается в проверке частоты потерь, превышающих оценочные показатели VaR. Целевая частота (failure rate) выбирается исходя из выбранного уровня доверия. Данный метод предельно прост в применении и рекомендован Базельским комитетом (1996). Базельский комитет также разработал шкалу частоты потерь для этого вида теста.

Нулевая гипотеза данного теста соответствует «правильной» спецификации модели, где ряд превышений соответствует биномиальному распределению. Базовой идеей этого теста является выяснение суще-

ственности отличия полученных эмпирических результатов от целевого уровня. Данный тест лучше проводить, анализируя соотношение правдоподобия (LR-тест).

Статистика LR-теста представляется следующей формулой:

$$LR_{prof} = -2 \ln \left[ \frac{(1-p)^{T-x} p^x}{\left(1 - \left(\frac{x}{T}\right)\right)^{T-x} \left(\frac{x}{T}\right)^x} \right].$$

Результаты статистики распределены как  $\chi^2$  с одной степенью свободы [17].

Однако еще одним немаловажным аспектом при анализе результатов бэк-тестирования является учет независимости полученных превышений, т.е. равномерное распределение превышений на тестируемом периоде. Хорошая модель должна учитывать эффекты кластеризации и с достаточной скоростью менять оценки волатильности. Типы тестов, соответствующих данному требованию, были разработаны несколькими авторами, в частности Кристофферсеном и Хасом.

## Практическая часть

Используемые данные для реализации практической части настоящего исследования — это доходность, высчитанная на основе среднемесячных цен на сталь, зафиксированных на Лондонской бирже металлов (LME).

При применении любого из подходов, предполагающих оценку вида распределения, подразумевается одновершинное куполообразное распределение актива. Достаточное количество авторов отмечали значительное отличие распределения эмпирического ряда данных от нормального распределения, которое зачастую предполагается априорно [15; 21; 11; 12; 19].

По результатам теста Жаркью — Берра гипотеза о нормальности распределения не отвергается лишь на уровне значимости — 99,8%. Вычисленное значение эксцесса больше 3 и показывает, что данное распределение имеет хвосты более толстые, чем хвосты нормального распределения. Этот факт был доказан в работе [1].

Далее для выявления возможно более точных теоретических распределений, которые описывают эмпирические данные, был проведен

ряд тестов максимального правдоподобия для проверки сложных гипотез для некоторых одновершинных распределений.

Исходя из полученных результатов критериев правдоподобия наилучшим теоретическим распределением в целях описания эмпирических данных является распределение Лапласа. Функция плотности вероятности Лапласа представлена следующей формулой:

$$f(y) = \frac{1}{2\sigma} e^{-\frac{|y-\mu|}{\sigma}}.$$

Нетрудно заметить, что по сравнению с нормальным распределением скорость убывания хвостов распределения Лапласа меньше. Именно скорость убывания хвостов распределения определяет его «толстохвостость».

Однако для надежного различения близких законов распределения, в частности с помощью критерия согласия Колмогорова, может потребоваться выборка достаточно большого объема.

С учетом вышесказанного для оценки распределения мы использовали другой широко применяемый метод оценки хвостов распределения. В работе было проведено оценивание параметра  $\gamma$  при априорном предположении о распределении Стьюдента как о наилучшем распределении для аппроксимации. К такому выводу приходили авторы множества работ (например, [9; 12; 23]). Параметр  $\gamma$  является показателем тяжести хвостов, показывает скорости убывания хвостов некоторых распределений.

Для оценивания параметра  $\gamma$  в данной работе применяется метод оценок Хилла [16].

$$\hat{\gamma}_n = \frac{1}{m} \left\{ \sum_{i=1}^m \log X_{n-i+1} - \log X_{n-m} \right\}.$$

При анализе эмпирических данных по ценам на сталь были получены следующие оценки параметров:  $\gamma = 0,26$  и соответственно  $1/\gamma = 3,84$ . Таким образом, в дальнейших исследованиях мы будем исчислять нижний доверительный интервал на уровне значимости — 0,01% ( $\text{VaR}_{99\%}$ ), используя гипотезу о том, что ряд доходностей приближенно описывается распределением Стьюдента с четырьмя степенями свободы.

## Реализация метода экспоненциально взвешенной скользящей средней

При реализации метода экспоненциально взвешенной скользящей средней выбиралось такое значение параметра сглаживания, при котором происходит минимизация частоты выходов реализованной доходности за построенный ряд оценок VaR. Из параметров, реализующих одинаковое значение частоты, были выбраны значения с наименьшим показателем MSE. Анализ выборки показал, что наилучшим значением параметра альфа является значение 0,96.

Согласно проведенному бэк-тесту частота ошибок модели, т.е. частота выходов реализованной доходности за нижнюю границу доверительного интервала (VaR), составляет 0,0103. Данный результат удовлетворяет поставленной задаче в рамках статистической погрешности. Результаты POF-теста показывают, что с вероятностью 99,5% гипотеза о правильной спецификации модели не отвергается. Таким образом, мы можем сделать вывод, что использование параметра альфа, равного 0,96, позволяет модели достаточно быстро реагировать на происходящие шоки и при этом учитывать автокорреляционную составляющую в ряде волатильности.

## Реализация метода ARCH(1,1)

На первом этапе реализации модели GARCH была построена модель AR( $q$ ) для доходностей стали. Наилучшим параметром является  $q = 1$ . Данные выводы опираются на наименьшие показатели критериев Акаике и Шварца среди моделей AR( $q$ ). Уравнение авторегрессии имеет следующий вид:

$$r_t = 0,007 + 0,12r_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Далее был проведен второй этап построения модели — анализ регрессии.

$$\delta_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \delta_{t-i}^2.$$

Наилучшей моделью данного класса моделей является модель с параметрами  $q = 1, p = 1$ .



Уравнение полученной регрессии задается следующим соотношением:

$$\delta_t^2 = 0,003 + 1,83\varepsilon_{t-1}^2 - 0,37\delta_{t-1}^2 + \varepsilon_t.$$

В полученной модели все коэффициенты регрессии значимы, коэффициент детерминации также достаточно высок. Однако остатки данной регрессии демонстрируют наличие гетероскедастичности в посткризисный период (2009–2012 гг.), кроме того, полученный отрицательный знак коэффициента  $\beta$  противоречит стилистическому факту о наличии кластеризации волатильности.

Таким образом, для оценки параметров, несмотря на сокращение выборки, анализ должен проводиться только на данных, относящихся к периоду стабильности (до 2008 г.).

Анализ регрессионного соотношения показал, что на стабильной выборке авторегрессор первого порядка квадратической волатильности незначим. Таким образом, данные описываются не GARCH-процессом, как это предполагалось ранее, а ARCH-процессом. ARCH(1;1)-модель представляется следующим уравнением:

$$\delta_t^2 = 0,0038 + 0,67\varepsilon_{t-1}^2 + \varepsilon_t.$$

Для проведения бэк-тестирования была взята выборка за период 1997–2002 гг.

Модель AR(1) для доходности выглядит как уравнение

$$r_t = 0,007 + 0,12r_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Модель ARCH(1;1) (приложение, график 4):

$$\delta_t^2 = 0,0038 + 0,6438\varepsilon_{t-1}^2 + \varepsilon_t.$$

При реализации бэк-теста был построен доверительный интервал с использованием вычисленных коэффициентов регрессоров на выборке 1997–2002 гг. для вычисления волатильности.

Частота выходов за нижнюю границу доверительного интервала составляет 0,0103. Данный результат является удовлетворительным в рамках статистической погрешности. Как и в ранее рассмотренной модели VaR, вычисленной при помощи экспоненциально взвешенной скользящей средней, результаты POF-теста показывают, что с вероятностью 99,5% гипотеза о правильной спецификации модели не отвергается.

## Наивный исторический подход

Одна из целей статьи — сравнение эффективности применения моделей экспоненциально взвешенной скользящей средней и ARCH-моделей с наиболее простыми и часто используемыми моделями оценки VaR. Наивный исторический метод, в отличие от рассмотренных ранее, нечувствителен к минимизации разницы между VaR и эмпирическими данными, что приводит к большим перерезервам компании. При этом он дает неудовлетворительные результаты: частота ошибок составляет 0,044. Иначе говоря, более чем в 4% наблюдений VaR оказался меньше реального уровня потерь, при том что целевым показателем является 1% и ниже. Результаты POF-теста показывают, что с вероятностью 5% гипотеза о правильной спецификации модели не отвергается.

## Параметрический подход

Так как ранее нами было установлено, что наилучшим приближенным распределением для полученных эмпирических данных является распределение Стьюдента с четырьмя степенями свободы, при реализации параметрического подхода к оценкам VaR были использованы свойства и табличные значения данного распределения.

Частота выходов реализованной доходности за 99%-ний нижний доверительный интервал, полученный с помощью параметрического подхода, составляет 0,0309. Данный результат является неудовлетворительным относительно поставленной задачи. Результаты POF-теста показывают, что с вероятностью 12% гипотеза о правильной спецификации модели не отвергается.

## Implied Volatility

При реализации данного метода с учетом предположения о том, что эмпирический ряд приближенно описывается распределением Стьюдента с четырьмя степенями свободы, были вычислены динамические значения VaR, где вычисленная волатильность была заменена оценкой вмененной волатильности при помощи формулы Блэка — Шоулза. Применение вмененной волатильности для оценки VaR дает удовлетворительные результаты. Частота выходов эмпирической доходности за доверительный интервал составляет ровно 0,01 на используемой вы-

борке. Результаты POF-теста показывают, что с вероятностью 99,9% гипотеза о правильной спецификации модели не отвергается.

С графической иллюстрацией вычисленных различными методами оценок VaR на уровне значимости 0,01 можно ознакомиться в приложении к данной работе.

## Выводы и заключение

С целью выявления наиболее приемлемой модели для краткосрочного прогнозирования волатильности доходности стали были проанализированы модели ARCH и экспоненциально взвешенной скользящей средней, модели, использующие наивный исторический подход и параметрический подход, а также модель с применением подразумеваемой волатильности. В целях построения VaR-оценок мы, кроме того, провели анализ эмпирического распределения доходностей стали. Для установления распределения были проанализированы несколько возможных одновершинных куполообразных распределений и проведены непараметрические тесты согласия для сложных гипотез Колмогорова — Смирнова, а также тесты Андерсона — Дарлинга и  $\chi^2$ . Наилучшим распределением, описывающим эмпирические данные, исходя из результатов вышеописанных тестов является распределение Лапласа.

Помимо этого был рассмотрен иной подход для построения доверительного интервала с определенным уровнем значимости — исчисление индекса хвоста (Tail Index). Для исчисления индекса мы изучили и вычислили оценку методом Хилла. Исходя из результатов оценки был сделан вывод, что наилучшим теоретическим распределением, описывающим эмпирическое распределение, является распределение Стьюдента с четырьмя степенями свободы. Гипотезу о данном распределении мы приняли для всех подходов к исчислению оценок VaR, требующих предположение о форме распределения.

В работе была проанализированная эффективность применения наиболее популярных моделей, используемых в реальном секторе для оценки VaR. Данные модели просты в использовании, но не все из них дают приемлемый результат. Наибольшую критику вызывают подходы, не учитывающие изменения вторых моментов распределения. Менее распространенный подход заключается в использовании подразумеваемой волатильности, вычисленной как параметр системы нелинейных уравнений через модель Блека — Шоулза ценообразования

опционов. Вычисленная подразумеваемая волатильность используется в качестве параметра распределения, выбранного для описания эмпирических данных. Оценки VaR, построенные таким образом, демонстрируют приемлемый результат при проведении бэк-теста.

Модель ARCH(1;1) также дает удовлетворительный результат с вероятностью 99,5%. Однако коэффициент детерминации, равный 21,6%, говорит о средней прогнозной силе этой модели. Кроме того, малый объем выборки, свойственный ряду сырьевых ресурсов, создает проблему большой средней ошибки коэффициентов. Следовательно, надежность полученной модели ставится под сомнение.

Наиболее приемлемой моделью прогнозирования краткосрочной волатильности и VaR-доходности стали в условиях малой выборки является модель экспоненциально взвешенной скользящей средней. Очевидно, что через известный ряд доходности и оценок VaR для этого ряда, а также при помощи реализованного значения текущего периода можно вычислить прогнозные значения VaR для цен на сталь.

Метод экспоненциально взвешенной скользящей средней незатруднителен в применении, а значит, с высокой вероятностью может быть интегрирован в систему риск-менеджмента металлургических корпораций. Данное замечание является особенно важным в силу традиционного консервативного подхода к управлению металлургических гигантов. Помимо этого данный метод оптимально подходит для использования в отчетах публичных компаний с целью детального раскрытия информации для акционеров.

Таким образом, для краткосрочного прогнозирования VaR-оценок наилучшей моделью, основанной на историческом подходе, является модель экспоненциально взвешенной скользящей средней для исчисления будущей волатильности.

## Источники

1. *Золотарев В.М.* Одномерные устойчивые распределения. М.: Наука, 1983.
2. *Лемешко Б.Ю., Постовалов С.Н.* Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Методические рекомендации. Часть II. Непараметрические критерии. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 1999.
3. *Круи М., Галай Д., Марк Р.* Основы риск-менеджмента / пер. Н.С. Солюба. М.: Юрайт, 2011.

4. Орлов А.И. Распространенная ошибка при использовании критериев Колмогорова и омега-квадрат // Заводская лаборатория. 1985. Т. 51. No. 1. С. 60–62.
5. Лукашев А.В. Риск-менеджмент и количественное измерение финансовых рисков в нефинансовых корпорациях // Управление рисками. 2005. № 5 (11).
6. Тихонов Э.Е. Методы прогнозирования в условиях рынка: учеб. пособие. Невинномысск: Северо-Кавказский ГТУ, 2006.
7. Росси Э. Одномерные GARCH-модели: обзор / пер. Б. Гершмана // Квантиль. 2010. № 8.
8. Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities // Journal of Political Economy. 1973. Vol. 81. No. 3. P. 637–654.
9. Blattberg R., Gonedes N. A Comparison of Stable and Student Distributions as Statistical Models for Stock Prices // Journal of Business. 1974. Vol. 47. No. 2. P. 244–280.
10. Cheng Sh., Peng L. Confidence Intervals for the Tail Index // Bernoulli. 2001. Vol. 52. P. 267–287.
11. Day T., Lewis C.M. Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options // Journal of Econometrics. 1992. Vol. P. 267–287.
12. Peters E.E. Fractal Market Analysis. John Wiley & Sons. Inc., 2003.
13. Cont R. Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues // Quantitative Finance. 2000. Oct. C. 223–236.
14. Engle R., Patton J. What Good is a Volatility Model? // Quantitative Finance. 2001. Vol. 1. P. 237–245.
15. Engle R.F., Manganelli S. CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles // Journal of Business and Economic Statistics. 2004. Vol. 22. P. 367–381.
16. Hill B.M. A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution // The Annals of Statistics. 1975. Vol. 3. No. 5. P. 1163–1174.
17. Giot P. Implied Volatility Indexes and Daily Value-at-Risk Models: mimeo. Submitted to Journal of Derivatives. 2003. April 14.
18. Lee R.W. Implied Volatility: Statics. Dynamics and Probabilistic Interpretation // Recent Advances in Applied Probability. Springer, 2004.
19. Hosking J.R.M. Fractional Differencing // Biometrika. 1981. Vol. 68. No. 1. P. 165–176.
20. Jorion P. Value at Risk: The New Benchmark for Managing financial Risk. N.Y.: McGraw-Hill, 2000.
21. Floros C. Modelling Volatility Using GARCH Models. Lecturer in Banking and Finance in the Department of Economics. University of Portsmouth; Portsmouth Business School, 2008.

22. *Benavides G.* Price Volatility Forecasts for Agricultural Commodities: An Application of Volatility Models, Option Implieds and Composite Approaches for Futures Prices of Corn and Wheat // *Finance*. 2009. Vol. 3. Iss. 2. P. 40–59.

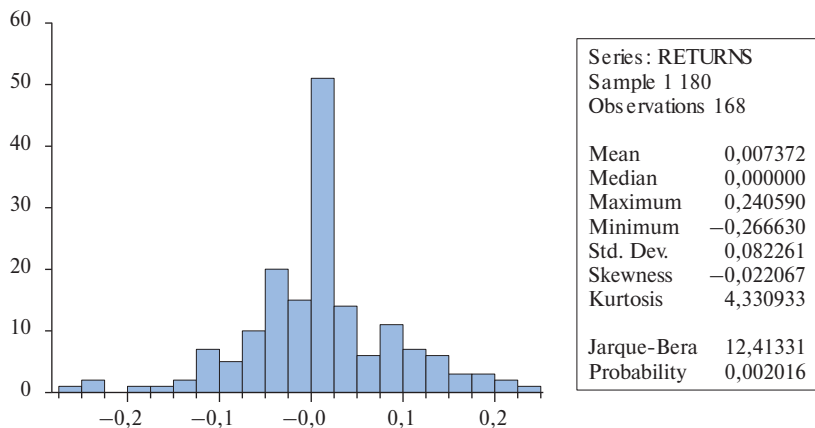
23. *Spanos A.* On Modeling Heteroskedasticity: The Student's and Elliptical Linear Regression Models // *Econometric Theory*. 1994. Vol. 10. P. 286–315.

24. *Huisman R., Koedijk K.G., Kod C.J.M., Palm F.* Tail-Index Estimates in Small Samples // *Journal of Business and Economic Statistics*. 2001. Vol. 19. No. 2. Apr. P. 208–216.

## Приложение



**График 1.** Ежемесячные цены закрытия стали на LME 1997–2012 гг. и линейный тренд



**График 2.** Гистограмма эмпирического распределения показателей доходности стали и результаты некоторых статистик



**График 3.** Графическая иллюстрация построения VaR-оценок методом экспоненциально взвешенной скользящей средней



**График 4.** Графическая иллюстрация построения VaR-оценок методом ARCH(1,1)

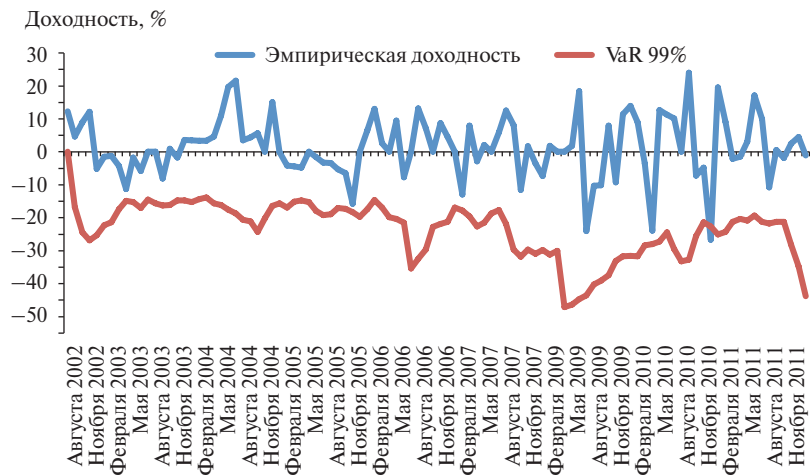


**График 5.** Графическая иллюстрация построения VaR-оценок на основе наивного исторического подхода





**График 6.** Графическая иллюстрация построения VaR-оценок на основе параметрического подхода



**График 7.** Графическая иллюстрация построения VaR-оценок на основе подразумеваемой волатильности

**Е.С. Ситникова**

Научный

руководитель —

М.А. Шабанова

Кафедра социально-

экономических систем

и социальной политики

# Становление этического потребления в России: установки и реальные практики молодежи

---

**В статье представлены результаты исследования «Становление этического потребления в России: установки и реальные практики молодежи». В рамках исследования было выявлено наличие сильной зависимости между интенсивностью этического потребления и такими факторами, как цена этической продукции, пол, материальное положение индивида, его приверженность к определенному бренду, уровень гражданской активности и доверия к компаниям, производящим этическую продукцию, уровень информированности об этической продукции. Результаты исследования указывают на то, что перспективы развития этического потребления в России весьма туманны: несмотря на появление тенденции увеличения количества этических потребителей, тех, кто в принципе знает о том, что такое этическое потребление, все еще довольно мало.**

## Введение

В современном мире все больше людей при покупке продуктов, например в супермаркете, интересуются не только их ценой и качеством. Немаловажными для потребителя становятся такие факторы, как процесс производства продукции и воздействие продукта на окружающую среду. В целом общество становится все более благосклонным к социально ответственным компаниям, тех же, кто отдает предпочтение продукции таких компаний, называют этическими потребителями. Феномен этического потребления получает все большее распространение в западных странах. К примеру, согласно отчету «The Ethical Consumerism Report», который ежегодно публикует компания «Co-operative», в Великобритании расходы на «зеленую» продукцию и сервисы в 2010 г. составили 46,782 млрд ф. ст. по сравнению с 42,999£ млрд ф. ст. в 2009 г., рост соответственно составил 8,8% [10]. В рамках данного исследования предпринята попытка понять, насколько этическое по-

ребление популярно среди молодежи в России, какими качествами обладают этические потребители, каков их доход, социальный статус, уровень гражданской активности.

Для того чтобы попытаться ответить на поставленные вопросы, было проведено исследование, целью которого стало выявление факторов, способствующих и препятствующих приобщению образованной российской молодежи (как одной из наиболее перспективных в плане этического потребления групп населения) к сообществу этических потребителей. Выводы, полученные в рамках исследования, позволили оценить перспективы развития феномена этического потребления в России в целом.

Исследование было нацелено на решение следующих задач:

- оценка приблизительной доли этических потребителей среди образованной российской молодежи;
- определение социально-демографического портрета потенциального этического потребителя (пол, возраст, количество лет образования, материальный статус);
- выявление поведенческих особенностей, присущих этическому потребителю;
- определение ключевых мотивационных факторов, способствующих приобщению молодежи к этическому потреблению;
- выявление факторов, способствующих и препятствующих приобщению индивида к этическим практикам потребления.

## **1. История возникновения этического потребления, его виды и реакция компаний на новые вызовы**

Первым, кто обратил внимание общественности на проблемы экологии, прав человека и животных, стало движение хиппи (60-е годы XX в.). Несмотря на радикальный настрой, это движение положило начало развитию феномена этического потребления, заставив многих поменять свое представление о мире и задуматься о плачевном состоянии окружающей среды, проблемах других людей и правах человека в целом, а также о том, насколько периферийное положение занимают эти ценности в капиталистическом обществе массового потребления.

Группа активистов движения хиппи впоследствии основала всем известную организацию Greenpeace (1971 г.). В настоящее время Greenpeace ставит перед собой довольно широкий спектр задач, пре-

имущественно связанных с поддержанием экологического баланса и предотвращением глобального потепления на Земле.

Решающим этапом становления феномена этичного потребления явилось возникновение организации Adbusters в 1989 г. Эта организация ведет борьбу с корпорациями, топ-менеджерами и акционерами, пренебрегающими в погоне за прибылью этическими нормами. Adbusters также занимается пропагандой принципов этичного потребления и просвещением потребителей. Наряду с Adbusters существует множество других зарубежных организаций, занимающихся подобной деятельностью: Ethical Consumer, ETHISPHERE, The Northern Alliance for Sustainability и проч.

В ходе эволюции феномена этичного потребления сформировались его основные этические принципы: защита прав людей и животных, а также защита окружающей среды от пагубного влияния производителей товаров и услуг. В дальнейшем будем считать, что этичное потребление — «это избирательный подход к приобретению продуктов, в котором критерием является их этическое происхождение» [3].

К этичным потребителям можно отнести людей, прибегающих к следующим практикам.

- «Позитивный» и «негативный» шопинг [19]. «Позитивный» шопинг предполагает выбор товаров, соответствующих этичным принципам потребления. Примером такого продукта может служить энергосберегающая лампочка. «Негативный шопинг» означает отказ от покупки продуктов, в процессе потребления которых может быть нанесен вред экологии, человеку и т.д. К примеру, отказ от покупки автомобиля, потребляющего слишком много горючего, является проявлением негативного шопинга.

- Отказ от покупки продукции компаний, не соблюдающих этические нормы в процессе производства. К примеру, компаний выбрасывающей отходы, вырабатываемые в процессе производства, в реку.

- Стремление потреблять меньше. Отказ от покупки безделушек, вещей, приобретаемых под действием сиюминутных желаний и т.д.

- Активная гражданская позиция.

- Покупка товаров локальных производителей [18].

- Инвестирование накопленных денежных средств в специализированные фонды и банки, деятельность которых не противоречит этичным принципам [19].

Популяризация этичного потребления отражает потребность современного общества в чем-то большем, нежели только в удовлетворе-

нии своих первичных желаний быть сытым и одетым. Феномен этического потребления характеризует растущий спрос со стороны обычных граждан на создание совершенно иного общества, обеспокоенного проблемами экологии, защиты и равенства прав людей, животных. Каким образом рынок реагирует на этот новый спрос? Может ли следование этическим принципам при производстве либо, напротив, отказ от этого влиять на финансовые показатели компаний?

Согласно данным опроса, проведенного в 2001 г. компанией Environics International в 25 странах, 35% интервьюируемых считают, что впечатление о компании в основном формирует качество производимой ею продукции. 10% верят, что все дело в менеджменте. А вот 49% утверждают, что главным фактором, влияющим на формирование положительного образа фирмы в глазах потребителей, является ее небезразличие к проблемам окружающей среды, создание позитивной практики трудовых отношений и активная демонстрация ответственности компании перед обществом. Дабы удовлетворить растущий спрос населения на этическую продукцию, все большее количество компаний приобщается к принципам этического ведения бизнеса.

Однако вопрос экономической эффективности этических корпораций до сих пор остается открытым. К примеру, Райт и Феррис, в своем исследовании [16], установили, что закрытие фабрик и заводов международных компаний на территории ЮАР в эпоху апартеида негативно сказалось на их финансовых показателях. Такого решения от них потребовало западное сообщество, критиковавшее действующий режим власти в этой стране. В результате показатели текущей доходности акций в момент объявления о закрытии филиалов упали.

Вместе с тем существуют исследования, демонстрирующие успешность компаний, для которых этические принципы ведения бизнеса являются основополагающими. Одно из них было проведено совсем недавно Рахбаром и Вахидом [13]. Исследование показало, что экологичность бренда, а также информирование потребителей об экологичности товара увеличивают число покупателей продукции данной компании, тем самым повышая ее конкурентоспособность.

Спрос на этическую продукцию порождает увеличение количества этических компаний. В России рынок этических товаров только формируется, поэтому актуальным является вопрос выявления факторов, способствующих приобщению индивидов к этическим практикам потребления или, наоборот, ограничивающих его.

## 2. Факторы развития этического потребления: обзор зарубежных исследований

За рубежом было проведено множество исследований, посвященных изучению характеристик этических потребителей. Исследователи пришли к следующим выводам.

- **Женщины охотнее приобщаются к сообществу этических потребителей.** Многие зарубежные авторы обнаруживают положительную взаимосвязь между полом индивида и его склонностью к этическому потреблению [17]. К примеру, результаты некоторых исследований подтверждают гипотезу о том, что слабый пол обеспокоен проблемами экологии в гораздо большей степени, нежели сильный. Объясняется это тем, что женщины по своей природе экспрессивны, сострадательны, заботливы, да и в целом имеют предрасположенность к альтруистическому поведению [14]. Между тем часть исследователей довольно скептически относятся к подобным заявлениям, утверждая, что, возможно, на словах женщины гораздо более обеспокоены проблемами экологии, защиты прав животных и т.д., нежели мужчины, однако когда дело доходит до реальных действий, и тот и другой пол проявляют примерно одинаковую активность [15].

- **Уровень дохода является немаловажным фактором, влияющим на принятие индивидом решения об этическом потреблении.** Ни для кого не секрет, что следование принципам этического ведения бизнеса неизбежно влечет за собой увеличение издержек, а это, естественно, отражается на цене товара. Не каждый человек, пусть даже абсолютный альтруист, ратующий за соблюдение этических принципов производства, имеет возможность постоянно наполнять свой холодильник этическими и экологически чистыми продуктами питания [14].

- **Связь между возрастом и склонностью к этическому потреблению неоднозначна.** С одной стороны, молодежь — максималисты, готовые изменить весь мир, — вероятно, в большей степени альтруистична, открыта всему новому, нежели старшее поколение. С другой стороны, обучаясь в университетах, студенты часто не имеют сил и времени работать, а поэтому материально зависят от родителей и, по сути, не могут диктовать им, какую продукцию следует приобретать, а какую нет. В среднем зарплаты работающих студентов или специалистов, начинающих свой карьерный путь, невелики и, как правило, не позволяют им приобрести этическую продукцию. Поэтому степень и характер

влияния возраста на выбор потребителей нуждается в дополнительных исследованиях.

• **Этичный потребитель в большинстве случаев — человек с высшим образованием.** Как справедливо полагают многие исследователи, наличие высшего образования увеличивает вероятность того, что человек выберет этичное потребление. Зарубежные исследователи связывают это с высокой степенью информированности о процессах, происходящих в обществе [13]. Следует добавить, что более высокая средняя зарплата индивидов с высшим образованием предоставляет большие возможности для покупки этичных товаров [1].

• **Информированность индивида, а также наличие у него доступа к интернет ресурсам положительно сказываются на его приобщении к этичному потреблению.** Как отмечает Я. Костров, «альтернативные медиа, системы поиска, личные информационные ресурсы (блоги, сайты, форумы, сообщества) распространяют информацию, которая никогда бы не стала достоянием общественности посредством корпоративных СМИ. Глупо предполагать, что какая-нибудь компания будет оплачивать эфирное время, чтобы рассказать о неэтичных методах ведения бизнеса, вместо того чтобы прикрыть их красочной рекламой своих продуктов» [3].

• **Активная гражданская позиция присуща большинству этичных потребителей.** Зарубежные исследователи зачастую отмечают, что индивиды с активной гражданской позицией более склонны приобщаться к этичному потреблению [15]. Действительно, люди, небезразличные к деятельности таких организаций, как GreenPeace, PETA, Adbusters и др., в большинстве своем активно реагируют на призывы этих организаций к участию в митингах, акциях протеста, флэшмобах и т.д.

• **Религиозная приверженность может как содействовать приобщению индивида к сообществу этичных потребителей, так и, напротив, препятствовать этому.** Несомненно, следование религиозным правилам и наставлениям способствует формированию в человеке доброго начала и настрою на заботу об окружающих. Но насколько религиозные заповеди могут соотноситься с принципами этичного потребления — большой вопрос. В основном исследования зарубежных авторов не обнаруживают значимой связи между регулярностью посещения индивидом церкви и его отношением к таким процессам, как увеличение государственных расходов на охрану окружающей среды, снижение контроля за состоянием окружающей среды с целью увеличения темпов развития экономики и самоидентификация человека в качестве защитника окружающей среды [10].

• **Приверженность** индивида к определенным брендам может стать преградой на пути перехода в категорию этичных потребителей. Возможным ограничителем расширения сообщества этичных потребителей может оказаться степень приверженности индивидов к брендам. Многие потребители ассоциируют себя с определенными брендами. Для таких людей отказ от потребления продукции «родного бренда», пусть даже неэтичной, — довольно болезненный выбор [7].

Теоретическое представление об основных факторах определяющих развитие этичного потребления, отражено на рис. 1.



Рис. 1

Графическая модель демонстрирует факторы и ограничения, которые могут оказать то или иное воздействие на индивида, принимающего решение о целесообразности этичного потребления. В центре схемы обозначены основания, роль которых неоднозначна, — религия, пол и возраст (при определенных обстоятельствах они могут оказаться как способствующими факторами, так и ограничениями). Жирные линии на рисунке связывают с этичным потреблением те факторы и ограничения, которые исследуются в настоящей работе (гендерная принадлежность, материальное положение индивида, его гражданская активность и информированность, наличие интернет-связи, приверженность к бренду и цена этичного товара). Возраст и уровень образо-



вания потребителя в эмпирической части работы не рассматриваются, так как собранные данные относятся преимущественно к образованной молодежи. Фактор религии также не включен в рассмотрение, поскольку предполагается, что в российском обществе религия не играет такой важной роли в рассматриваемой проблеме, как в некоторых зарубежных странах. Вслед за зарубежными исследователями этических практик потребления будем полагать, что цена продукции и доход индивида влияют на его склонность к приобретению этической продукции.

### **3. Гипотезы, методология и информационная база исследования**

В результате обзора результатов зарубежных исследований были сформулированы следующие гипотезы.

G1: Высокая цена этической продукции ограничивает склонность индивидов потреблять этично.

G2: Бедность индивида ограничивает его склонность потреблять этично.

G3: Высокая информированность индивида о принципах этического потребления положительно сказывается на вероятности его приобщения к этическим потребительским практикам.

G4: Активная гражданская позиция индивида положительно сказывается на вероятности его приобщения к этическим потребительским практикам.

Проверка гипотез осуществлялась в два этапа. На первом этапе было оценено влияние отдельных факторов на интенсивность этического потребления. Построены таблицы сопряженности с целью проверки гипотезы о связи между переменными, а также оценены скорректированные остатки, при помощи которых можно определить наличие связи между отдельными компонентами переменных.

На втором этапе оценивалось влияние *совокупности* факторов на интенсивность этического потребления индивидом. Ввиду того что зависимая переменная модели относится к числу категориальных, для анализа был применен метод построения мультиномиальной логистической регрессии. Последняя позволяет оценить вероятность попадания отдельного индивида в различные категории интенсивности потребления этической продукции в зависимости от его характеристик.

В опросе приняли участие 209 человек, возраст которых преимущественно варьируется в диапазоне 20–25 лет. Респонденты в основном

учатся на последних курсах высших учебных заведений, либо недавно окончили их. Если говорить о гендерной составляющей выборки, то количество женщин, принявших участие в опросе (64%), превысило количество мужчин (36%) практически в 2 раза.

Образованная молодежь — одна из групп, вероятность приобщения которой к практикам этичного потребления наиболее высока. Во-первых, обучение в высших учебных заведениях — важный задел для получения в будущем более высоких доходов по сравнению с гражданами, не обладающими высшим образованием. Во-вторых, как уже отмечалось ранее, молодежь — довольно альтруистичная прослойка населения, склонная пробовать все новое.

Исследование носит пилотный характер и не претендует на репрезентативность. Тем не менее оно обнаруживает ряд интересных аспектов, полезных для последующих исследовательских поисков.

#### **4. Этичные потребительские практики молодежи: общая характеристика**

- Проведенный опрос показал, что совсем немногие респонденты прежде имели опыт этичного потребления. Довольно значительная часть (34% опрошенных) вовсе никогда не приобретала этичную продукцию, а тех, кто делает это часто, оказалось лишь 9%.

- Респондентов, принявших участие в опросе, также характеризует хорошее материальное положение. Тех, чья семья еле-еле сводит концы с концами, всего 1%, в то же время 8% опрошенных может позволить себе покупку недвижимости (табл. 1). Больше половины когда-либо бывали за границей (табл. 2).

**Таблица 1.** Охарактеризуйте материальное положение Вашей семьи

	%
Денег с трудом хватает на еду	1
Едим хорошо, но новый телевизор купить не можем	13
Можем купить новый телевизор и даже Macbook, но машину не можем	35
Можем купить машину, но не квартиру	43
Можем позволить купить себе квартиру и новый дом	8
Итого	100

**Таблица 2.** Бывали ли Вы за рубежом, если да, то где?

	%
Никогда не был и не хочу	2
Никогда не был, но очень хочу побывать	16
Да, в основном это курортные города	26
Да, в основном это развитые страны	56
Итого	100

• Большинству респондентов не свойственна активная гражданская позиция. 52% отметили, что никогда не принимали участие в митингах, и более того, их это не интересует (табл. 3).

**Таблица 3.** Принимали ли Вы участие в последние 2–3 года в общественных акциях, инициативах, митингах (защита от вырубки леса, митинг против мигалок и т.д.)?

	%
Нет, меня это не интересует	52
Есть желание, но пока нет возможности	32
Бывало	12
Да, к тому же я являюсь участником некоторых общественных организаций	4
Итого	100

• Участники опроса — активные пользователи Интернета, а именно 83% используют его возможности постоянно (табл. 4).

**Таблица 4.** В каких целях Вы используете Интернет?

	%
Исключительно по работе	1
Интернет — основной источник информации	16
Я постоянный пользователь Интернета (общение и обмен полезной информацией)	83
Итого	100

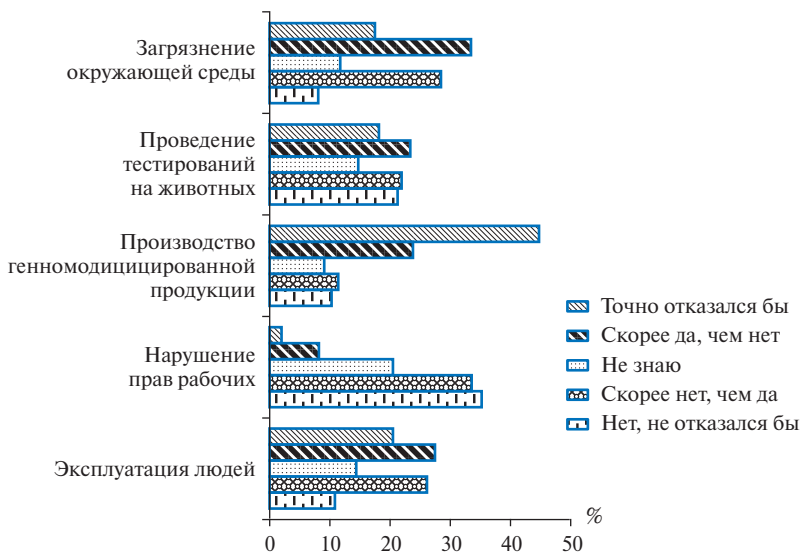
• Уверенных в том, что они могут стать этичными потребителями, если таковыми являются их родные или друзья, всего 7%. В тоже вре-

мя 20% отмечают, что этот фактор не смог бы оказать на них никакого влияния (табл. 5).

**Таблица 5.** Стали бы Вы придерживаться принципов этичного потребления только потому, что их придерживается Ваше близкое окружение?

	%
Вовсе нет	20
Скорее нет, чем да	28
Не знаю	13
Скорее да, чем нет	32
Наверняка да	7
Итого	100

- Что касается мотивов этичного потребления, то, согласно результатам опроса, активнее всего респонденты реагируют на применение генной инженерии при производстве продуктов питания: 45% опрошенных отказались бы приобретать продукцию, зная о том, что она генномодифицирована. Подобная заинтересованность скорее всего связана с активным обсуждением свойств таких продуктов в средствах массовой информации. Многих пугает неопределенность последствий потребления и выращивания генномодифицированной продукции. Наименьшую озабоченность у респондентов вызывает проблема соблюдения прав рабочих. Только 2% опрошенных отказались бы приобретать продукцию, зная о том, что руководство компании не выплачивает своим работникам заработную плату. Нарушение экологических норм, использование детского труда, проведение жестоких тестирований на животных при производстве и разработке продукции волнуют в среднем чуть меньше четверти опрошенных респондентов (рис. 2).



**Рис. 2.** Реакция респондентов на различные компоненты этичного потребления, %

## 5. Этичные потребительские практики молодежи: результаты эмпирического исследования

На первом этапе проверки гипотез удалось выявить связь между показателем интенсивности этичного потребления и:

- гендерной принадлежностью респондента;
- наличием активной гражданской позиции;
- приверженностью к определенному бренду;
- обладанием информацией об этичном потреблении;
- ценой этичной продукции;
- доверием к производителям этичной продукции;
- отношением к тестированиям животных и к невыплате рабочим заработной платы.

На втором этапе эмпирического исследования была выявлена причинно-следственная связь между интенсивностью этичного потребления и такими факторами, как:

- цена этичной продукции;
- активная гражданская позиция;

- доверие к производителям этической продукции;
- обладание информацией об этическом потреблении;
- отношение к тестированию на животных;
- материальное положение индивида;
- посещение зарубежных стран.

Фактор наличия высоких доходов у респондента не является определяющим при принятии им решения об этическом потреблении, он лишь снимает ограничение. Индивид, обладающий высоким материальным статусом, мог оказаться в группе как с высокой интенсивностью этического потребления, так и с низкой. При этом для индивида, регулярно приобретающего этические товары, высокая цена не является ограничивающим фактором, в то время как того, кто никогда не имел подобных практик, устраивает исключительно невысокая цена этического товара. Выбор в пользу этического потребления зависит от личных предпочтений индивида, его отношения к проблемам социального характера, активности выражения гражданской позиции (ср. табл. 6, 7).

Кроме того, удалось выявить сильную зависимость между регулярностью этического потребления и обладанием информацией об этичности продукции. Это, помимо всего прочего, свидетельствует о том, что опрашиваемые, заявляющие, что имеют ограниченное представление о том, какие товары являются этическими, в реальности могли приобрести этическую продукцию, не зная об этом (не обладая достаточным объемом информации либо не замечая ее) (табл. 8, 9).

Следует отметить наличие связи между регулярностью этического потребления и высокой гражданской активностью индивида. Эта взаимосвязь прослеживается на всех этапах исследования (табл. 10, 11).

Все респонденты, довольно часто приобретающие этическую продукцию, отметили, что не могут быть полностью уверены в том, что купят товар, узнав, что при его производстве проводились тестирования на животных. Значение скорректированного остатка, равное 2,9 ( $> 2$ ), также говорит о связи между регулярным приобретением этической продукции и отказом от покупки товара, при производстве которого проводились тестирования на животных (табл. 12, 13). Наличие такой взаимосвязи, скорее всего, свидетельствует о том, что респонденты покупают этические товары осознанно, а не под влиянием случайных факторов.

**Таблица 6.** Портрет индивида, с вероятностью 99% попадающего в группу с высокой интенсивностью этичного потребления

Достаточность информативности	Примлемая цена этичной продукции	Участие в митингах	Материальный статус	Отказ, если тестирование на животных	Покупка этичной продукции	Частота		%	
						Наблюдаемые	Прогнозируемые		
Да, достаточно	Высокая	Да, к тому же я являюсь участником некоторых общественных организаций	Высокий		Никогда	0	0,000	0	0
					Редко	0	0,002	0	2
					Иногда	0	0,006	0	6
				Довольно часто	1	0,992	100	99	

**Таблица 7.** Портрет индивида, с вероятностью 71% попадающего в группу с самой низкой интенсивностью этичного потребления

Достаточность информативности	Примлемая цена этичной продукции	Участие в митингах	Материальный статус	Отказ, если тестирование на животных	Покупка этичной продукции	Частота		%	
						Наблюдаемые	Прогнозируемые		
Нет, недостаточно	Низкая	Нет, меня это не интересует	Высокий	Скорее всего нет	Никогда	6	7,089	60	71
					Редко	0	0,947	0	10
					Иногда	4	1,936	40	19
				Довольно часто	0	0,028	0	3	

**Таблица 8.** Интенсивность приобретения этической продукции в зависимости от обладания индивидом информацией об этичности продукции, %

Покупка этической продукции	Обладание информацией об этичности продукта					Итого (по строке)
	Нет, не достаточно	Скорее нет, чем да	Не всегда	Скорее да, чем нет	Да, достаточно	
Никогда	59	20	17	4	—	100
Редко	51	21	23	5	—	100
Иногда	24	24	45	3	3	100
Довольно часто	11	16	37	21	16	100
Итого (по выборке)	43	21	28	6	2	100
Никогда	47	32	20	25		34
Редко	35	30	24	25		29
Иногда	16	32	44	17	40	28
Довольно часто	2	7	12	33	60	9
Итого (по столбцу)	100	100	100	100	100	100

Sig. = 0,000.

**Таблица 9.** Интенсивность приобретения этической продукции в зависимости от обладания индивидом информацией об этичности продукции (скорректированные остатки)

Покупка этической продукции	Обладание информацией об этичности продукта				
	Нет, не достаточно	Скорее нет, чем да	Не всегда	Скорее да, чем нет	Да, достаточно
Никогда	3,5	-0,3	-2,6	-0,7	-1,6
Редко	1,5	0,1	-1,1	-0,3	-1,5
Иногда	-3,3	0,7	3,3	-0,9	0,6
Довольно часто	-3,0	-0,6	0,9	3,0	4,0



**Таблица 10.** Интенсивность приобретения этической продукции у лиц с развитой гражданской позицией (скорректированные остатки)

Покупка этической продукции	Участие в митингах			
	Нет, меня это не интересует	Есть желание, но пока нет возможности	Бывало	Да, к тому же я являюсь участником некоторых общественных организаций
Никогда	3,4	-1,7	-1,6	-2,1
Редко	-0,6	1,6	-0,6	-1,1
Иногда	-1,7	0,2	1,9	0,6
Довольно часто	-1,9	0,0	0,5	4,1

Sig. = 0,000.

**Таблица 11.** Портрет индивида, с вероятностью 95% попадающего в группу с высокой интенсивностью этического потребления

Посещение заграницы	Участие в митингах	Вера в то, что производство этической продукции действительно благотное дело	Отказ, если тестирования на животных	Покупка этической продукции	Частота		Прогнозируемые	
					Наблюдаемые	Прогнозируемые		
Да, в основном это курортные города	Нет, меня это не интересует	Не всегда	Нет, не отказался	Никогда	1	0,919	100	92
				Редко	0	0,043	0	4
				Иногда	0	0,038	0	4
				Довольно часто	0	0,000	0	0

**Таблица 12.** Интенсивность приобретения этической продукции в зависимости от того, согласен ли респондент отказаться от приобретения устраивающего товара при условии что в процессе производства проводятся тестирования на животных, %

Покупка этической продукции	Отказ от приобретения, если проводятся тестирования на животных					Итого (по строке)
	Нет, не отказался бы	Скорее нет, чем да	Не знаю	Скорее да, чем нет	Точно отказался бы	
Никогда	34	27	10	15	14	100
Редко	20	18	28	28	7	100
Иногда	16	21	10	28	26	100
Довольно часто		21	5	26	47	100
Итого (по выборке)	22	22	15	23	18	100
Никогда	53	41	23	22	26	34
Редко	27	24	55	35	11	29
Иногда	20	26	19	33	39	28
Довольно часто		9	3	10	24	9
Итого (по столбцу)	100	100	100	100	100	100

Sig. = 0,000.

**Таблица 13.** Интенсивность приобретения этической продукции в зависимости от того, согласен ли респондент отказаться от приобретения устраивающего товара, при условии, что в процессе производства проводятся тестирования на животных (скорректированные остатки)

Покупка этической продукции	Отказ от приобретения, если проводятся тестирования на животных				
	Нет, не отказался бы	Скорее нет, чем да	Не знаю	Скорее да, чем нет	Точно отказался бы
Никогда	2,0	1,0	-1,3	-1,0	-0,6
Редко	-0,7	-0,2	3,1	1,1	-3,0
Иногда	-0,5	-0,5	-1,3	0,1	1,8
Довольно часто	-1,5	-0,6	-0,6	-0,4	2,9

Одной из причин отказа от приобретения этической продукции является недоверие к производителям. Есть мнение, что этические инициативы бизнеса не что иное, как новая рекламная ловушка, привлекающая потребителей приобретать товары определенного бренда. Величина скорректированного остатка 4,3 ( $> 2$ ) говорит о наличии сильной связи между недоверием к информации об этической продукции и отсутствием практик этического потребления (табл. 14).

**Таблица 14.** Интенсивность приобретения этической продукции в зависимости от веры индивида в то, что производство этической продукции действительно благое дело, а не рекламный трюк (скорректированные остатки)

Покупка этической продукции	Верите ли вы?				
	Нет, не верю	Скорее нет, чем да	Не всегда	Скорее да, чем нет	Да, верю
Никогда	4,3	-1,0	2,2	-1,5	-1,4
Редко	-2,0	0,6	-1,6	1,3	0,2
Иногда	-1,7	1,0	-1,4	1,2	-0,3
Довольно часто	-0,9	-1,0	1,3	-1,7	2,6

Sig. = 0,000.

## Заключение

В то время как в развитых западных странах феномен этического потребления получает все большее распространение, рост численности этических потребителей в России остается незначительным. Однако есть свидетельства того, что информированная часть населения постепенно приобщается к практикам этического потребления. Российские дизайнеры развивают экологическое направление в моде, определенное развитие получает малый этический бизнес. Станет ли со временем этическая модель потребления массовым феноменом в России либо останется достоянием узкого круга людей? Данное исследование было посвящено выявлению факторов, непосредственно влияющих на приобщение российской молодежи с высоким уровнем образования к процессу этического потребления.

Таким образом, в результате анализа влияния отдельных факторов и их совокупности на интенсивность этического потребления было обнаружено, что такие факторы, как цена этической продукции, гендерная принадлежность и материальное положение индивида, его привер-

женность к определенному бренду, уровень гражданской активности и доверия к компаниям, производящим этичную продукцию, обладание информацией об этичной продукции, являются значимыми.

Кроме того, устойчивый уровень материального положения индивида является важным, но не решающим фактором, влияющим на самоопределение индивида в качестве этичного потребителя. Важны личные предпочтения индивида, его отношение к проблемам экологии, прав человека и животных.

Важность высокого уровня гражданской активности индивида, положительно влияющей на его приобщение к этичным практикам потребления, прослеживается на всех этапах исследования этичного потребления в России. В связи с этим особого внимания заслуживают процессы, происходящие в современном российском обществе. Еще полтора года назад перспективы развития этичного потребления в России были весьма туманны, однако рост гражданской активности (особенно в Москве и Санкт-Петербурге), наблюдаемый в последнее время, может положительно сказаться на увеличении числа ответственных этичных потребителей.

В то же время без должного информирования населения потенциал развития этичного потребления может остаться нереализованным. Для того чтобы сообщество российских этичных потребителей увеличилось, необходимо информировать население о проблемах, поднимаемых этичными сообществами, и о таких возможных способах их решения, как «позитивный шоппинг», «негативный шоппинг» и др. Создание специальных ресурсов (Интернет-ресурсов), публикующих исследования, посвященные социальной ответственности компаний, оценки продукции компании с точки зрения этичности ее производства, а также популяризация таких ресурсов — важное условие развития этичного потребления.

\*\*\*

Долгосрочные перспективы развития рынка этичного потребления, безусловно, будут зависеть от устойчивости экономической ситуации и темпов экономического роста, и если макроэкономические факторы будут благоприятны, перспективы роста этичного сообщества в России есть.

Настоящее исследование затронуло лишь некоторые подходы к изучению феномена этичного потребления. Помимо выявленных взаимосвязей необходимо изучить влияние таких факторов, как воз-

раст, образование и религия респондентов, а также систематически оценивать зависимость между производством этической продукции и финансовыми успехами этических российских компаний.

## Источники

1. Андрущак Г.В., Прудникова А.Е. Динамика отдачи от профессионального образования и дифференциация доходов выпускников российских вузов. Препринт WP10/2011/02.

2. Валитов Ш.М., Мальгин В.А. Взаимодействие власти и бизнеса: сущность, новые формы и тенденции, социальная ответственность / Федеральное агентство по образованию, Казанский гос. финансово-экон. ин-т. М.: Экономика, 2009.

3. Костров Я.О. Этический консюмеризм // Реклама. Теория и практика. 2006. № 5.

4. Andreoni J., Vesterlund L. Which is the Fair Sex? Gender Differences in Altruism // Quarterly Journal of Economics. 2001. Vol. 116. No. 1. P. 293–312.

5. Barnett C., Cloke P., Clarke N., Malpass A. Consuming Ethics: Articulating the Subjects and Spaces of Ethical Consumption // Antipode. 2005. Vol. 37. No. 1. P. 23–45.

6. Boulstridge E., Carrigan M. Do Consumers Really Care About Corporate Responsibility? Highlighting the Attitude–Behavior Gap // Journal of Communication Management. 2000. Vol. 4. No. 4. P. 355–368.

7. Bray J., Johns N., Kilburn D. An Exploratory Study into the Factors Impeding Ethical Consumption // Journal of Business Ethics. 2011. Vol. 98. No. 4. P. 597–608.

8. Brekke K.A., Kverndokk S., Nyborg K. An Economic Model of Moral Motivation // Journal of Public Economics. 2003. Vol. 87. No. 9–10. Sept. P. 1967–1983.

9. Carrigan M., Pelsmacker P. Will Ethical Consumers Sustain their Values in the Global Credit Crunch? // International Marketing Review. 2009. Vol. 26. No. 6. P. 674–687.

10. Ethical Consumerism Report 2011 // The Co-Operative bank good with money, 2011. URL: [www.Goodwithmoney.co.uk](http://www.Goodwithmoney.co.uk)

11. Kanagy C.L., Nelsen H.M. // Review of Religious Research. 1995. Vol. 37. No. 1. P. 33–45.

12. Pedersen L.H. The Dynamics of Green Consumption: a Matter of Visibility? // Journal of Environmental Policy and Planning. 2000. Vol. 2. No. 3. P. 193–210.

13. Rahbar E., Wahid N.A. Investigation of Green Marketing Tools' Effect on Consumers' Purchase Behavior // Business Strategy Series. 2011. Vol. 12. No. 2. P. 73–83.

14. *Starr M.A.* The Social Economics of Ethical Consumption: Theoretical Considerations and Empirical Evidence // *Journal of Socio-Economics*. 2009. Vol. 38. No. 6. P. 916–925.

15. *Witkowski T.H., Reddy S.* Antecedents of Ethical Consumption Activities in Germany and the United States // *Australian Marketing Journal*. 2010. Vol. 18. P. 8–14.

16. *Wright P., Ferris S.* Agency Conflict and Corporate Strategy: The Effect of Divestment in Corporate Value // *Strategic Management Journal*. 1997. Vol. 18. No. 1. P. 77–83.

17. *Zelezny L.C., Chua P.C., Aldrich C.* Elaborating on Gender Differences in Environmentalism // *Journal of Social Issues*. 2000. Vol. 56. No. 3. P. 443–457.

18. [www.be-in.ru](http://www.be-in.ru)

19. [www.EthicalConsumer.org](http://www.EthicalConsumer.org)

© Ситникова Е.С., 2013

**И.П. Станкевич**

Научный  
руководитель —  
Н.П. Пильник  
Кафедра  
математической  
экономики  
и эконометрики

# Моделирование сезонных колебаний в рамках динамической модели производственного сектора экономики

---

Данная работа посвящена вопросам моделирования сезонности в рамках определенного класса динамических моделей общего равновесия, в которых в качестве отдельного агента выделяется производственный сектор экономики. Рассматриваются наиболее популярные способы моделирования сезонности, указываются их достоинства и недостатки, предлагается альтернативный способ, основанный на спектральном анализе рядов. Проводится оценка сезонной компоненты элементов ВВП по использованию и занятости, проводятся первичные оценки модели производственного сектора.

## Введение

Наличие в данных сезонности — регулярных циклических колебаний ряда вокруг тренда, как правило, с длиной цикла, равной году, — одна из проблем, часто возникающих при анализе временных рядов. Она проявляется в квартальных, месячных и более высокочастотных данных и содержится в значительной части рядов, исследуемых на практике.

Базовая модель, в рамках которой предполагается проводить анализ методов моделирования сезонности, принадлежит к классу моделей, разрабатываемых коллективом авторов в Вычислительном центре Российской академии наук и описана, к примеру, в работе 2010 г. [3]. Она рассматривает экономику с одним агрегированным продуктом (реальный ВВП) и одним агрегированным ресурсом (однородным трудом). Поведение реальных экономических агентов моделируется взаимодействием восьми макроагентов: производителя, населения, банка,

собственника, экспортера, импортера, центрального банка и государства. Цели, поведение и взаимодействия описываются набором конечных динамических уравнений. В рамках данной работы мы ограничиваемся модернизацией одного блока модели — производителя.

Автор ставит перед собой следующие основные цели.

- Разработать способ моделирования сезонности, пригодный к использованию в достаточно широком классе моделей (подробнее о модели см. подраздел 1.1), желательно — с возможностью его применения для оценки сезонных колебаний, независимо от того, на тренд (или более длинные циклы) какой формы они накладываются. Это должно сделать метод более универсальным и легкоприменимым к другим задачам.

- Оценить сезонные колебания на имеющихся данных о ВВП Российской Федерации и его компонентах. Выяснить степень пригодности разработанного метода для анализа официальных статистических данных.

- С использованием данного метода выявить связи между основными переменными динамической модели производственного сектора экономики. Сравнить результаты оценивания с результатами, полученными без учета сезонного фактора.

## **1. Обзор литературы**

### **1.1. Сезонность как явление**

Прежде чем приступить к анализу любого явления, очень важно правильно понять его природу, причины и те последствия, которые оно имеет. Разумеется, сезонность не исключение. Что же является причиной сезонности? Прежде всего это климатические факторы, а также институциональные, такие как выходные и праздничные дни. Климат влияет на сельское хозяйство, потребление (и производство) электроэнергии, туризм, строительство и другие сектора экономики. Ряд авторов выделяют как отдельную причину и ожидания сезонности, которые, в свою очередь, провоцируют колебания, либо служат их усилению (см., например, [5]). Наряду с этим названы основные негативные последствия наличия в данных сезонности: проблемы с идентификацией трендов (особенно коротких); высокая вероятность получения кажущихся регрессий; высокая дополнительная дисперсия.



## 1.2. Методы борьбы с сезонностью

Поняв важность изучения сезонности, целесообразно перейти к методам борьбы с ней. На практике наиболее часто используются два метода: дополнительная обработка самих данных (сглаживание данных) и построение моделей, в явном виде учитывающих сезонность.

Сглаживание — это едва ли не самый популярный метод устранения сезонности. Он не требует не только изменения формы модели, но даже дополнительных усилий со стороны исследователя (в случае макроэкономических рядов), потому что значительная часть рядов публикуется и в сглаженной (или только в сглаженной) форме.

Подробный обзор методов, используемых западными статистическими службами, приводит, к примеру, Кьюпер [6]. Несмотря на почтенный возраст работы, значительная часть описанных там методов используется и по сей день, наиболее широко распространенными из них являются методы типа ХП. Здесь используется итерационная процедура: данные сглаживаются при помощи скользящей средней для получения тренда, он удаляется из данных, методом сглаживания получается оценка сезонности, затем она удаляется, и процедура повторяется еще раз. Окна сглаживания выбираются разные для каждого из этапов.

К недостаткам этого подхода можно отнести потерю части информации (о собственно сезонной компоненте), содержащейся в исходных данных, и трудности с трактовкой результатов, прежде всего при прогнозировании. Существуют также проблемы с крайними точками: там приходится «сглаживать» по-другому, и никто не может гарантировать, что полученный результат окажется корректным и сопоставимым с другими частями ряда. Простое «выбрасывание» этих точек приводит к слишком большим потерям данных.

Альтернативный подход — это моделирование сезонности, и здесь особой популярностью пользуются модели типа SARIMA. Используется очень логичная идея — прямо учитывать в модели лаг длиной в сезонный цикл (т.е. 4-й лаг для квартальных данных, 12-й — для месячных). Применяется та же методология Бокса — Дженкинса [4], что и при построении обыкновенных ARIMA-моделей, но определенное количество коэффициентов (для лагов меньших, чем длина цикла) принимаются равными нулю (подробнее см., например, [1]).

Указанный подход лишен части недостатков, свойственных использованию сглаженных данных. Во-первых, мы не теряем информацию. Во-вторых, исчезают проблемы с крайними точками, что делает

результаты более надежными. Пропадает и потребность в регулярном пересчете данных. Но и этот подход имеет свои недостатки. Кроме неизбежной и, как правило, не фатальной потери части наблюдений, он имеет серьезные ограничения по сфере применения (прежде всего в плане поиска взаимосвязи между разными рядами).

Этого недостатка лишен другой способ — введение дамми-переменных. Как показал Ловелл [7], в случае достаточно стабильной во времени амплитуды колебаний так можно получить довольно точные и надежные оценки сезонных колебаний. Но получаемая на выходе функция оказывается разрывной. К тому же при таком подходе сложно учесть изменение со временем структуры колебаний (к примеру, изменение их амплитуды).

### 1.3. Спектральный анализ

Еще одна идея, на которой и основана данная работа, заключается в изучении спектров временных рядов. Это достаточно стандартная и распространенная математическая техника, широко применяемая во многих областях науки. Наиболее часто используемый инструмент для анализа спектров — преобразование Фурье, позволяющее разложить ряд на набор частот и амплитуд. Помимо этого в данной работе используется несколько более общее  $Z$ -преобразование, позволяющее также обнаружить нарастание или затухание колебаний.

В приложении к экономическим рядам идея использования спектрального анализа была выдвинута достаточно давно (см., например, [8]), но в несколько ином ключе (для сравнительного анализа разных процедур сглаживания сезонности), использование же этого подхода для моделирования сезонности не получило широкого распространения.

#### 1.3.1. Дискретное преобразование Фурье

Разложение ряда в спектр осуществляется при помощи дискретного преобразования Фурье (далее ДПФ для краткости):

$$X_k = \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{-\frac{2\pi i}{N}kn},$$

где  $X_k$  — выходные данные преобразования, комплексные амплитуды;  $N$  — количество наблюдений;

$x_n$  — исходный ряд (данные);

$k$  — количество циклов, которые успевают совершить синусоида за период наблюдения (иными словами,  $k$  отвечает за частоту, на которой работает данная компонента ряда).

Как и преобразование Фурье, оно раскладывает (в нашем случае ряд) на гармоники — синусоидальные составляющие (комплексная экспонента по формуле Эйлера превращается в синусоиду) — с разными частотами (от 1 до  $N$  циклов за период наблюдения).

Разложение ряда в спектр позволяет идентифицировать присутствующие в ряде гармоники (тем самым понять, синусоиды с какими частотами надо использовать при построении модели), сравнить их влияние и получить начальные условия для оценивания синусоид (фазу).

Идея моделирования сезонности при помощи функции синуса иногда встречается в литературе (к примеру, в уже упоминавшейся работе Ловелла [7]), но без адекватного обоснования корректности применения этого метода, а оценивать предлагалось обыкновенным МНК очень простую модель:

$$y_t = a \sin(bt + c),$$

$$y_t = a(\sin(bt)\cos(c) + \cos(bt)\sin(c)).$$

Это весьма ограниченный подход. К примеру, добавив перед синусом тренд (амплитуда колебаний изменяется во времени), получим:

$$y_t = (at + b)\sin(ct + d),$$

$$y_t = (at + b)(\sin(ct)\cos(d) + \cos(ct)\sin(d)),$$

$$y_t = at \sin(ct)\cos(d) + at \cos(ct)\sin(d) + b \sin(ct)\cos(d) + b \cos(ct)\sin(d).$$

Это потребует построения регрессии  $y$  на четыре вспомогательные переменные (от времени). С одной стороны, в уравнении четыре неизвестных параметра на четыре регрессора, с другой стороны, не зная коэффициента  $c$  (частоты), невозможно создать вспомогательные переменные, а задав его изначально, мы получим переопределенную модель.

### 1.3.2. Z-преобразование

В качестве еще одного инструмента анализа в данной работе используется Z-преобразование. Оно задается следующим образом:

$$X(z) = \sum_{n=0}^N x_n z^{-n},$$

где  $x_n$  — собственно данные;

$z$  — комплексное число.

На выходе получаем зависимость комплексного  $X$  от комплексного же  $z$ . Кроме того, несложно заметить, что ДПФ оказывается частным случаем Z-преобразования при:

$$z = e^{\frac{2\pi i}{N}k}.$$

При этом точки, соответствующие ДПФ, будут находиться на окружности единичного радиуса на комплексной плоскости  $z$ , потому что:

$$\begin{aligned} \left| e^{\frac{2\pi i}{N}k} \right| &= \left| \cos\left(\frac{2\pi}{N}k\right) + i \sin\left(\frac{2\pi}{N}k\right) \right| = \\ &= \sqrt{\cos^2\left(\frac{2\pi}{N}k\right) + \sin^2\left(\frac{2\pi}{N}k\right)} = \sqrt{1} = 1. \end{aligned}$$

Отличие Z-преобразования от ДПФ заключается в том, что оно оценивает влияние не только синусоид с разной частотой, но и тех же синусоид, затухающих или нарастающих с той или иной скоростью (по экспоненте). Это позволяет (хотя бы в первом приближении) оценивать, растут или убывают гармоники, содержащиеся в ряде.

Мы будем использовать и Z-преобразование, и ДПФ, потому что первое позволяет оценить ситуацию и ряд в целом, ДПФ же дает возможность исследовать один конкретный аспект и быстро получить необходимые для дальнейшего анализа данные.

### 1.4. Описание данных

В настоящей работе используются данные Федеральной службы государственной статистики (Росстата): валовой внутренний продукт в разложении по использованию, квартальные данные, несглаженные

(без исключения сезонного фактора) и в постоянных ценах (2003 г.) во избежание дополнительных проблем с инфляцией. Период наблюдения — 2000–2011 гг. — позволяет, с одной стороны, получить достаточное количество наблюдений, а с другой — избежать проблем с изучением очень непостоянного и неоднозначного периода 1990-х годов. Используемые ряды:

- валовой внутренний продукт (для краткости ВВП, переменная  $Y$ );
- расходы на конечное потребление домашних хозяйств (потребление,  $C$ );
- расходы на государственное потребление (госрасходы,  $G$ );
- валовое накопление (инвестиции,  $I$ );
- экспорт ( $Ex$ );
- импорт ( $Im$ ).

Помимо данных по национальным счетам, использовались квартальные данные по занятости (труд,  $L$ ), нужные, к примеру, для оценки производственной функции. К сожалению, они доступны только начиная с 2002 г., так что на этапе оценки модели часть данных по национальным счетам пришлось отбросить.

Теперь, определив наши потребности в свете используемой модели, уяснив суть проблемы, наметив инструментарий, который будет использоваться для ее исследования и устранения, и поняв структуру и особенности используемых данных, мы можем перейти к собственно анализу и моделированию сезонных колебаний.

## 2. Моделирование сезонности

### 2.1. Методология расчетов

Предлагаемая процедура оценивания сезонности состоит из нескольких этапов.

- 1 этап: Первичная оценка ряда при помощи  $Z$ -преобразования, проверка на наличие в нем синусоидальной компоненты (возможно нарастающей или затухающей) и тренда.
- 2 этап: Выделение сезонности из ряда данных.
- 3 этап: Идентификация частот и начальных фаз гармоник с помощью ДПФ.
- 4 этап: Оценка параметров синусоид.

### 2.1.1. Выделение сезонной волны

Рассмотрим подробнее этап выделения сезонности из ряда. В принципе никто не мешает строить модели для описания исходного ряда, но это потребует выдвижения предположения о форме тренда и учета точек излома (к примеру, кризиса, начавшегося в 2008 г.), что выходит за рамки данной работы.

Выделение сезонной компоненты осуществляется достаточно простым способом. Проводится простейшая процедура сглаживания по четырем точкам (4 квартала — 1 год), и из исходного ряда вычитается ряд, «сглаженный» таким образом. Тогда точки ряда сезонности имеют следующий вид:

$$x^*_i = x_i - \frac{x_{i-1} + x_i + x_{i+1} + x_{i+2}}{4},$$

где  $x$  — значения исходного ряда;

$x^*$  — значения сезонного ряда.

Такая процедура может привести к смещению сглаженного ряда в сторону более высоких или более низких значений, но это равнозначно отразится и на полученном сезонном ряде. При оценке же сезонности будет использоваться свободный коэффициент, который нивелирует этот сдвиг. Как покажет дальнейшее исследование, свободные коэффициенты приблизительно на 3 порядка ниже значений ряда, что намного меньше даже простого статистического расхождения. Это позволяет говорить о незначимости данного смещения для итогового результата.

Вопрос сравнения предлагаемого сглаживания с другими возможными вариантами опускается ввиду того, что последнее носит здесь сугубо технический характер и является промежуточным этапом.

Полученный на этом этапе ряд сезонности исследуется с помощью ДПФ на предмет частот наиболее заметных в данных синусоид (их может быть несколько), после чего мы переходим к последнему этапу — оцениванию синусоид с этими частотами.

### 2.1.2. Оценивание синусоидальных компонент

Непосредственно оценка производится с использованием численных методов, с помощью специально разработанной процедуры на

языке VBA в рамках MS Excel. В наиболее общем случае предполагается оценивание модели вида:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^k a_i e^{b_i t} \sin(c_i t + d_i),$$

где  $\alpha$  — свободный член (константа);

$k$  — общее количество присутствующих в ряде синусоид (на практике не превышает 2);

$a, b, c, d$  с номерами  $i$  — коэффициенты каждой из синусоид. При этом частоты  $c$  и начальные фазы  $d$  известны (получены на этапе разложения с помощью ДПФ).

На первом этапе оценивания получаются коэффициенты  $a$  и  $b$  по-иском по сетке;  $c$  и  $d$  считаются константами.

На втором этапе процедуры проводится «подгонка»  $a, b, d$  (ДПФ предполагает разложение одновременно на большое количество синусоид, замена же их одной или двумя требует корректировки начальной фазы). Иногда проводится также небольшая корректировка коэффициента  $c$  (частоты) до ближайшего минимума целевой функции, в качестве которой здесь используется сумма квадратов остатков ( $RSS$ ), получаемая по формуле:

$$RSS = \sum_{t=1}^N \left[ Y_t - \left( \alpha + \sum_{i=1}^k a_i e^{b_i t} \sin(c_i t + d_i) \right) \right]^2.$$

На этапе поиска по сетке в качестве целевой функции также используется  $RSS$ .

Таким образом, проводимая нами процедура оценки коэффициентов родственна методу наименьших квадратов (она тоже минимизирует квадраты отклонений модельных значений от данных), но основана на несколько ином принципе получения самих оценок коэффициентов. Задача не решается в общем виде в силу того, что есть основания предполагать отсутствие ее решения. Приведем два графика — зависимость  $R^2$  от частоты (рис. 2.1) и начальной фазы (рис. 2.2).  $R^2$  здесь рассчитан следующим способом:

$$R^2 = \frac{TSS - RSS}{TSS}.$$

$R^2$  в данном случае используется исключительно в качестве способа нормировки  $RSS$ . Отрицательные значения рассчитанный таким

образом показатель принимает потому, что  $RSS$  в определенных случаях может превышать  $TSS$ .

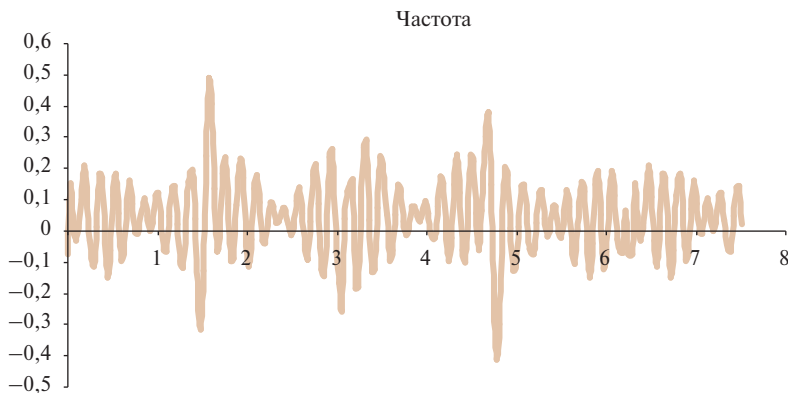


Рис. 2.1. Зависимость  $R^2$  от частоты



Рис. 2.2. Зависимость  $R^2$  от начальной фазы

Если глобальный максимум по начальной фазе найти еще возможно (отбросив крайнюю точку), то глобальный минимум по частоте среди огромного множества локальных минимумов просто неопределим, а значит, задача в общем виде нерешаема. Поэтому нам приходится пользоваться численными методами.

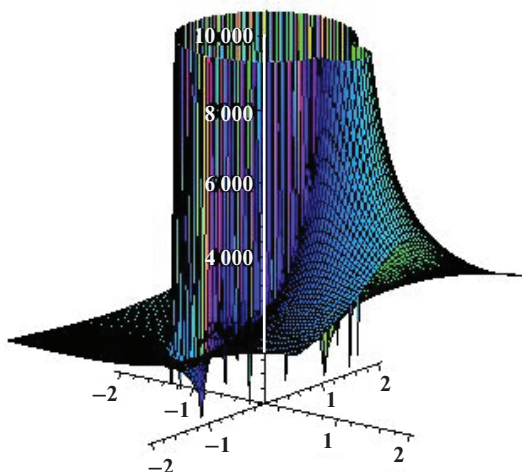
Теперь, обсудив принципы, которые мы будем использовать при моделировании и оценивании сезонности, перейдем непосредственно к анализу данных. В основной части работы будут подробно разобраны



такие ряды, как ВВП, инвестиции и труд, иллюстрации и комментарии к остальным можно будет найти в приложениях.

## 2.2. Идентификация и выделение сезонной компоненты

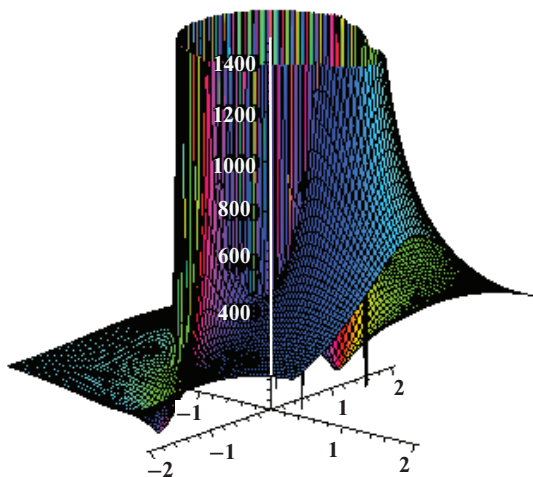
Первым этапом в идентификации сезонности является использование  $Z$ -преобразования для оценки свойств ряда (исходных рядов, не сезонности), результаты представлены несколькими графиками<sup>1</sup>. Полезную информацию на графиках такого рода в себе несет та часть, которая находится на единичном круге, рядом с ним и за его пределами.



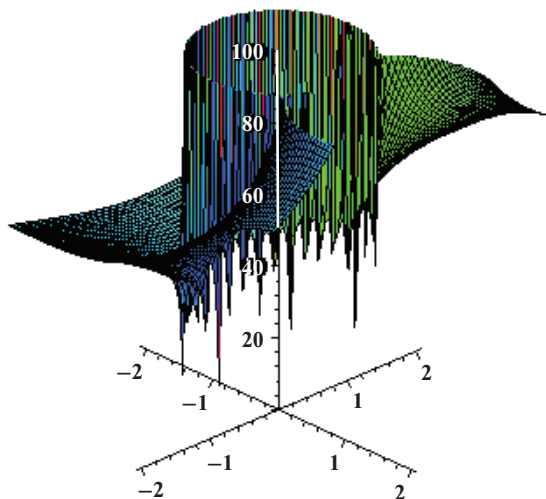
**Рис. 2.3.**  $Z$ -разложение ВВП (здесь и далее — зависимость модуля комплексного  $X(z)$  от  $z$ )

На графике для ВВП (рис. 2.3) виден подъем по вещественной оси (наружу, за пределы единичного круга) — свидетельство наличия тренда в данных. Заметны также всплески по мнимой оси в обе стороны: угол  $\pi/2$  (тогда  $2\pi$  за год — цикл длиной в год) и его комплексно сопряженное число. В целом похожая картина наблюдается и в отношении инвестиций (рис. 2.4), только всплески по мнимой оси заметнее: есть основания ожидать более сильную сезонность.

<sup>1</sup> Графики для госрасходов, импорта, экспорта и потребления вместе с небольшими комментариями представлены в приложении 1.



**Рис. 2.4.** Z-разложение инвестиций



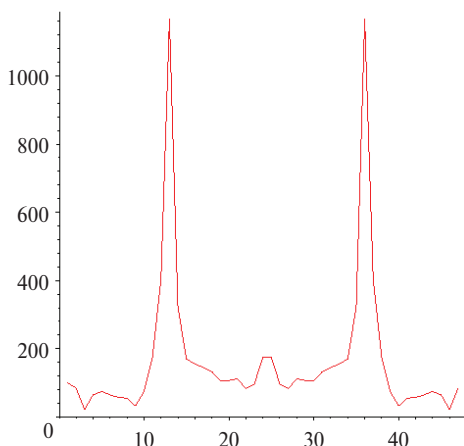
**Рис. 2.5.** Z-разложение числа занятых

Аналогичным образом обстоит дело и с числом занятых, однако влияние тренда гораздо сильнее влияния сезонности (рис. 2.5). Видимо, сезонность в ряде не слишком сильная. Еще одно интересное на-

блюдение заключается в том, что графики в целом похожи, несмотря на то что ВВП, инвестиции и труд — показатели совершенно разной природы.

Переход к рассмотрению сезонной компоненты (в данном случае использовались не исходные данные, а только выделенная из них сезонная компонента) при помощи дискретного преобразования Фурье подтверждает сделанные выводы и дает дополнительную пищу для размышлений.

Здесь построены обычные двумерные графики: по горизонтальной оси — коэффициент, показывающий число циклов за период наблюдения (обратный частоте), по вертикальной — модуль выхода ДПФ<sup>2</sup>.



**Рис. 2.6.** ДПФ ВВП (здесь и далее — зависимость модуля комплексного  $X_k$  от  $k$  — числа полных циклов за период наблюдения)

Заметный пик на 13 (рис. 2.6) и симметричный ему на 36, небольшой пик, также симметричный в середине (на 24). Сразу стоит оговориться: все рассматриваемые нами графики будут симметричными и это не случайность, потому что входные данные — действительные, а не комплексные числа, и симметричные пики соответствуют комплексно сопряженным числам. Это несложно показать:

---

<sup>2</sup> Аналогично Z-преобразованию, графики для остальных рядов содержатся в приложении 2.

$$m < \frac{N}{2};$$

$$\begin{aligned} X(N-m) &= \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{-\frac{2\pi i}{N}(N-m)n} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{-\frac{2\pi i}{N}Nn} e^{-\frac{2\pi i}{N}(-m)n} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{-i2\pi n} e^{-\frac{2\pi i}{N}(-m)n} = \\ &= \sum_{n=0}^{N-1} x_n (\cos(2\pi n) - i \sin(2\pi n)) e^{-\frac{2\pi i}{N}(-m)n} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n (1-0) e^{-\frac{2\pi i}{N}(-m)n} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{\frac{2\pi i}{N}mn}. \end{aligned}$$

В итоге мы получили, что  $X(N-m)$  равен  $X(m)$  с умноженным на  $(-1)$  числом в степени экспоненты, т.е. комплексно сопряженное число (тот же модуль, но инвертированный угол). Отсюда и симметричность графика: модули  $m$ -го числа с начала и  $m$ -го числа с конца оказываются равны.

Еще одно явление, которое заслуживает внимания и о котором стоит сказать (это не было сделано раньше, потому что без графической иллюстрации было бы не совсем понятно, о чем вообще идет речь), — это так называемая *утечка* (или рассеивание). Суть ее заключается в том, что, если частоты, по которым мы раскладываем ряд с помощью ДПФ, не совпадают с частотами содержащихся в данных синусоид, часть энергии, идущей на этой частоте, расходится по соседним частотам (понятное и подробное описание этого феномена см., например, в работе [3, с. 83–90]). Факт наличия пика на 13, что соответствует частоте

$\frac{13-1}{47} \approx 0,255^3$ , не означает, что в данных есть синусоида, работающая на этой частоте. Скорее всего, частота на самом деле — 0,25 (0,25 оборота за квартал, т.е. один оборот за год — разумно ожидаемый цикл с периодом в один год), но данные у нас дискретные, и такой частоты в разложении нет. В связи с этим большая часть энергии отсюда уходит в ближайшую по частоте компоненту (с частотой 0,255), остальная же растекается по соседним частотам. Аналогично объясняется небольшой пик на 24: он, судя по всему, соответствует синусоиде,

совершающей за один год два полных оборота:  $\frac{24-1}{47} \approx 0,5$ , т.е. полцикла за квартал, цикл за два квартала, два цикла за год.

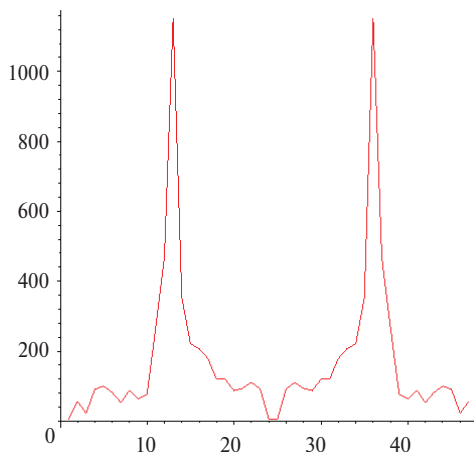
ла за квартал, цикл за два квартала, два цикла за год.

---

<sup>3</sup> Из 13 вычитается 1 из-за особенностей расчета спектров Maple: он начинает отсчет не с 0 (заканчивая  $N-1$ ), а с 1, заканчивая  $N$ . Поэтому все смещается на единицу вправо. 47 — общее количество наблюдений, по которому оценивается спектр.

Следует также предостеречь от трактовки пиков на очень низкой частоте (заметных, к примеру, на графиках госрасходов и потребления — см. приложение 2) как признаков наличия в ряде синусоиды на этой частоте (с 1–2 циклами за период наблюдения). Скорее всего, это случайные отклонения, обусловленные небольшими вариациями в форме самой сезонной волны. В любом случае говорить о наличии волны, от которой виден только один цикл, несколько странно. Хотя в общем случае и при наличии достаточного количества данных ничто не мешает использовать этот же метод для поиска и более длинных волн, чем сезонные, вплоть до циклов Кондратьева. Но, повторим, для этого нужно, чтобы в период наблюдения попадало больше одной волны, иначе можно, к примеру, особенности формы тренда принять за цикл.

Прояснив теоретические аспекты, обуславливающие особенности графиков, продолжим рассмотрение наших рядов.

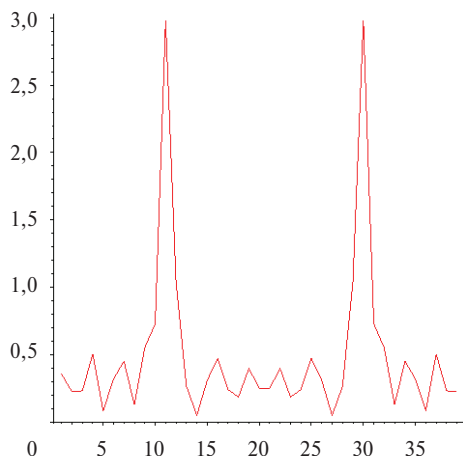


**Рис. 2.7.** ДПФ инвестиций

В отношении инвестиций (рис. 2.7) также заметны пики на частотах, соответствующих длине цикла в один год.

Похожа и картина для числа занятых (рис. 2.8). В точности такой же пик на частоте около 0,25.

В целом из приведенных здесь и в приложении графиков видно, что во всех рядах обнаруживается синусоида с частотой 0,25 оборота за квартал (с циклом длиной в год), что вполне соответствует теоретическим представлениям о сезонности. Несколько более интересно



**Рис. 2.8.** ДГП числа занятых

другое наблюдение: во многих рядах обнаруживается также синусоида с частотой полоборота за квартал, т.е. совершающая два полных цикла за год. В госрасходах она даже оказывается более сильной, чем обычная «годовая» синусоида.

Что же это такое? Судя по всему, данная синусоида отображает своего рода адаптацию поведения экономических агентов — после того как они анализируют свою предшествующую деятельность. Наличие этого пика, к примеру, в госрасходах вполне вписывается в такую схему, поскольку данный показатель определяется преимущественно решениями отдельных людей, наделенных властью, а не рыночными силами. По той же логике вполне разумным выглядит отсутствие такого пика в инвестициях и труде — все-таки эти показатели в значительно большей степени формируются свободными рыночными силами. В общем, можно сделать осторожное предположение, что в регулируемых секторах ожидания скорее адаптивные, а в свободных — преимущественно рациональные. Наличие годовой сезонной волны не противоречит рациональным ожиданиям, потому что она обусловлена объективными причинами, тогда как полугодовая, при принятии такого объяснения, противоречит<sup>4</sup>. Впрочем, это просто предположение, его проверка и

<sup>4</sup> Простой пример на базе рынка труда. Пусть есть полугодичный цикл. При его наличии стоимость рабочей силы будет изменяться соответствующим образом. Рацио-

трактовка полугодовой волны в целом остается вопросом открытым (и весьма интересным).

### 2.3. Оценка модели сезонных колебаний

Далее будут приведены результаты расчета моделей сезонности для ВВП, инвестиций и труда (остальные ряды, как и прежде, приводятся в приложении). Для единообразия и сопоставимости использовалась одна и та же модель во всех случаях:

$$Y_s = \alpha + a_1 e^{b_1 t} \sin\left(\frac{\pi}{2} t + c_1\right) + a_2 e^{b_2 t} \sin(ft + c_2),$$

где  $Y_s$  — это ряд, описывающий собственно сезонную компоненту ( $s$  обозначает сезонность). (Описание метода выделения сезонности см. в подразделе 2.1.1.)

Иначе говоря, использовалась модель с введением двух синусоид, с частотами в один оборот в год и частотой  $f^s$  соответственно (все-таки в большинстве рядов присутствуют обе). Далее для каждого из показателей будут приведены оценки коэффициентов (названия соответствуют названиям в вышеприведенной формуле) и два графика. Первый — сезонность + сезонность, оцененная при помощи модели (seasonality и estimated соответственно) (рис. 2.9), второй — исходные данные + данные с удаленной оцененной сезонностью (Data и Deseasoned соответственно) (рис. 2.10). Полностью все ряды приведены в приложении 3.

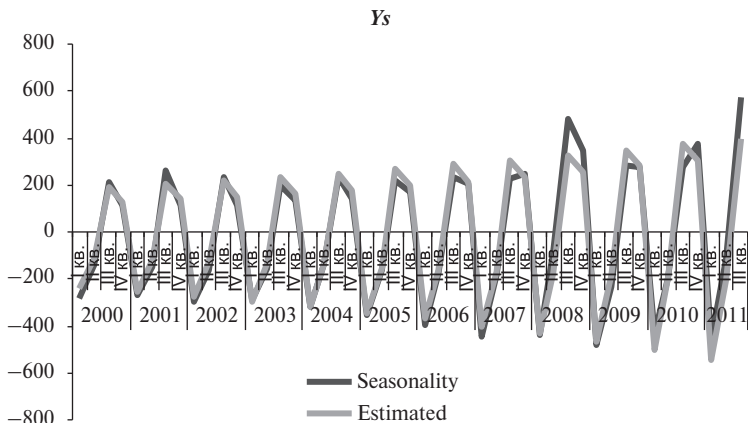
---

нальная фирма об этом знает и откладывает часть производства до периода, когда труд будет дешевле (существуют фирмы, которые могут позволить себе это, хотя бы за счет накопления запасов за период дорогого труда). Тогда спрос на труд в период дешевой рабочей силы вырастет, стоимость труда вырастет, полугодичный цикл исчезнет. Но это не отрицает годичного цикла: если летом и осенью на фермах нужны рабочие для посевной и сбора урожая, то владелец фермы будет вынужден нанять рабочих даже по более высокой цене.

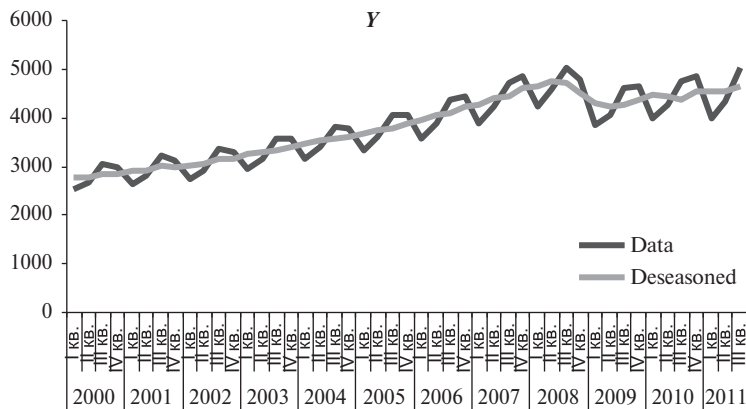
<sup>5</sup> Следует отдельно отметить эту частоту: в принципе, исходя из спектров большинства рядов, этот показатель должен быть близок к  $\pi$  или равен ему. В действительности же, или из-за ограниченного количества наблюдений, или в силу особенностей процесса расчета показателей, или по каким-либо другим причинам, в большинстве случаев требуется некоторая корректировка частоты данной синусоиды.

ВВП:

		$f$	3,111167		
$a_1$	-250,494	$a_2$	2,239855	$RSS$	128262,8
$b_1$	0,015783	$b_2$	0,129711	$TSS$	3728347
$c_1$	-0,50395	$c_2$	1,420285	$R^2$	0,965598



**Рис. 2.9.** Сезонность ВВП — реальная и оцененная



**Рис. 2.10.** ВВП — данные: исходные и десеASONированные



Для ВВП сезонность моделируется очень хорошо, итоговый ряд — гладкий, с четко прорисованным кризисным периодом и заметным началом восстановления.

Инвестиции:

		$f$	2,966406		
$a1$	-222,908	$a2$	4,55E-06	$RSS$	173896,2
$b1$	0,020055	$b2$	0,397529	$TSS$	3962437
$c1$	-0,37633	$c2$	8,030337	$R^2$	0,956114

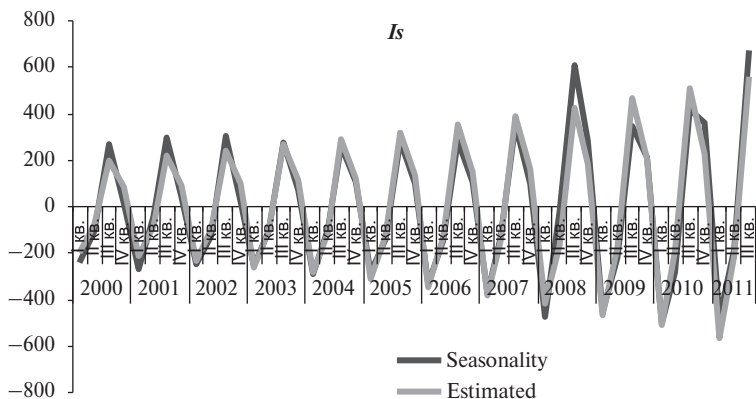


Рис. 2.11. Сезонность инвестиций — реальная и оцененная

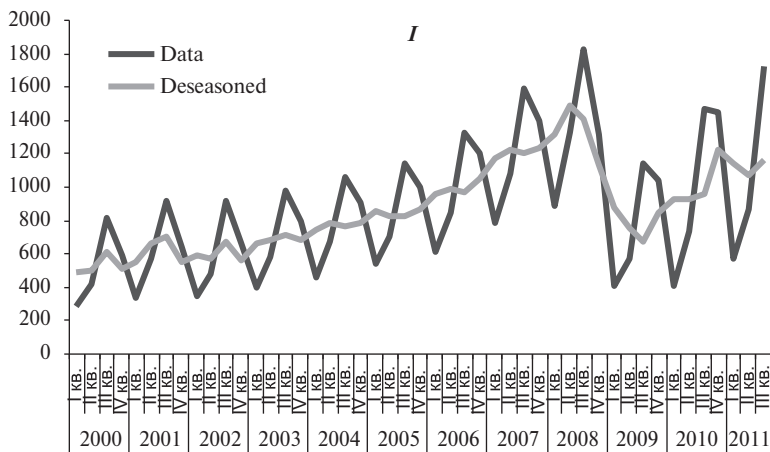
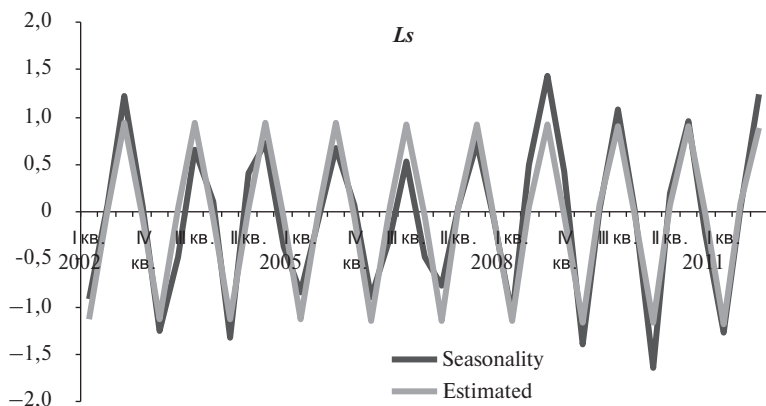


Рис. 2.12. Инвестиции — данные исходные и десеASONированные

Надо признать, что чисто визуально небольшая сезонная составляющая в ряде осталась (рис. 2.11, 2.12), но, во-первых, и размах сезонных колебаний здесь был самый сильный, во-вторых, при проведении дополнительной проверки (силами пакета Eviews) было установлено, что эта сезонность скорее видима.

Число занятых:

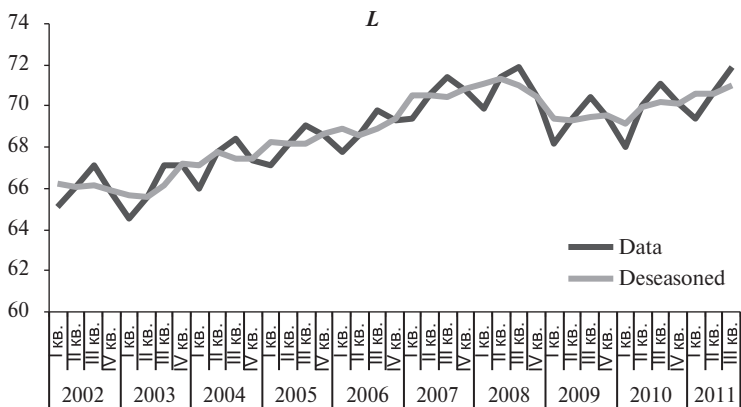
		$f$	2,863301		
$a_1$	-0,84654	$a_2$	0,076569	$RSS$	2,418728
$b_1$	0,009541	$b_2$	0,024276	$TSS$	24,37785
$c_1$	0,060409	$c_2$	10,17205	$R^2$	0,900782



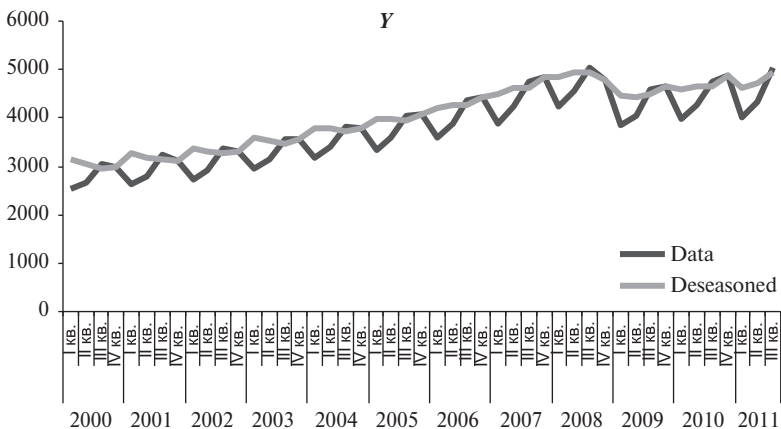
**Рис. 2.13.** Сезонность числа занятых — реальная и оцененная

Аналогично инвестициям, колебания, заметные при визуальном анализе, не дают значимой сезонности при проведении тестов с числом занятых (рис. 2.13, 2.14). В остальном же следует также отметить высокое качество оценки сезонной составляющей.

Достаточно интересным представляется и вопрос сравнения со случаем введения дамми-переменных, как наиболее идеологически близким. Для сравнения была построена простейшая линейная регрессия каждого из исследуемых показателей на набор дамми-переменных (на кварталы; полугодовая не нужна, потому что каждый квартал и без того учитывается отдельно). Результаты (для ВВП) отражены на рис. 2.15.



**Рис. 2.14.** Число занятых — данные исходные и deseasonированные



**Рис. 2.15.** ВВП — данные исходные и deseasonированные дамми-переменными

Если не считать легко устранимого смещения вверх (оно появилось из-за того, что один из кварталов с высоким значением ВВП был взят за базу), создается ощущение, что сезонность и таким способом моделируется неплохо. но если приглядеться к начальным точкам (до 2004 г.) повнимательнее, становится заметно, что не все так хорошо. И действительно, более тщательный анализ (визуальный с помощью коррелограмм и формальный с помощью тестов) показывает значимость чет-

вертого лага. Сходная картина наблюдается и для большинства других рассматриваемых показателей. Чаще всего остаются четвертые лаги, иногда — вместе с третьими и пятыми, что, безусловно, негативно скажется на качестве оцениваемой таким способом модели.

Таким образом, можно сделать общий вывод о превосходстве метода оценки (и удаления) сезонных колебаний при помощи разложения на синусоиды над традиционным методом введения дамми-переменных в терминах свойств очищенного ряда. Теперь мы можем, наконец, перейти к последнему этапу нашей работы — оцениванию модели производственного сектора экономики.

### **3. Оценка модели производственного сектора экономики**

Проверим работоспособность описанного выше метода на блоке модели, описывающем производителя.

В качестве подготовительного шага также будет проведена проверка соблюдения балансовых соотношений в разложении ВВП по использованию в виде проверки соотношения вида:

$$Y = C + I + G + Ex - Im.$$

Если для очищенных от сезонной составляющей рядов не будет выполняться баланс, применение их для дальнейшей оценки модели будет просто неправомерным.

#### **3.1. Описание модели**

Производитель в модели (см. [1, с. 40]):

- занимает рабочую силу у агента «население»;
- инвестирует в восстановление и расширение основных фондов;
- производит и реализует продукцию;
- получает и возвращает срочные банковские ссуды;
- привлекает акционерный капитал и выплачивает доходы акционерам;
- платит налоги государству;
- выплачивает доходы собственнику.

Поведение производителя описывается набором уравнений. Основной объект нашего интереса в рамках данной работы — это про-

изводственная функция, которая и содержит сезонную составляющую:

$$Y(t) = AM(t) + Be^{b(t-t_0)}R(t) + Y_{se}(t),$$

при этом:

$$\frac{d}{dt}M(t) = J(t) - \kappa M(t),$$

где  $Y(t)$  — агрегированный продукт (ВВП);

$M(t)$  — эффективные фонды (аналог капитала), которые изменяются за счет инвестиций  $J(t)$ , коэффициент  $\kappa$  отвечает за их выбытие;

$R(t)$  — количество занятых;

$A$ ,  $B$  и  $b$  — коэффициенты;

$Y_{se}(t)$  — сезонная компонента ВВП, которая существует, если используются квартальные данные, как это и делается в нашем случае. Последнее выглядит здесь разумным, потому что объем доступных годовых данных для России очень мал, а месячные данные доступны не для всех показателей, и, даже будь они доступны, их экономический смысл вызывал бы вопросы.

Попробуем оценить также ограничение ликвидности:

$$\tau_y pJ(t) + \tau_s sR(t) \leq N(t),$$

где  $pJ(t)$  — расходы на осуществление инвестиций;

$sR(t)$  — расходы на выплату заработной платы;

$N(t)$  — остатки расчетных счетов;

коэффициенты  $\tau$  задают характерные времена оборота денег в соответствующих секторах. Суть этого соотношения заключается в том, что на расчетном счету производителя должно быть достаточно денег на покрытие расходов на заработную плату и инвестиции за какое-то время (определяется  $\tau$ ).

### 3.2. Проверка баланса

Для проверки выполнения баланса был оценен аналог статистического расхождения для сглаженных рядов:

$$\Delta = Y - (C + I + G + Ex - Im).$$

После этого было проведено сравнение полученного ряда с двумя другими. Во-первых, с официальным статистическим расхождением

(рассчитанным Росстатом), во-вторых, с аналогично рассчитанным показателем, но для официальных данных. В теории они должны быть равны (потому что считаются по одним и тем же данным), но на практике оказывается, что это два разных показателя. Видимо, это связано с особенностями расчета Росстатом отдельных показателей. Результат расчета и сопоставления трех названных показателей представлен на рис. 3.1.



**Рис. 3.1.** Статистическое расхождение

По графику видно практически идеальное соответствие результатов, полученных по сглаженным данным, результатам по неочищенным рядам. Значит, наш метод не вносит дополнительных искажений и шума в данные за пределами тех, которые вносятся самим Росстатом. Это позволяет нам перейти к дальнейшему оцениванию модели.

### 3.3. Оценка производственной функции

Напомним, что производственная функция имеет вид:

$$Y(t) = AM(t) + Be^{b(t-t_0)} R(t) + Y_{se}(t),$$

$$\frac{d}{dt}M(t) = J(t) - \kappa M(t).$$

Предполагается довольно сложная зависимость ВВП от инвестиций (с лагом) и труда с трендом, эконометрически мы оценили ее в первом приближении (линейный тренд вместо экспоненциального, более простая форма зависимости). Сезонная компонента была просто удалена из всех рядов (для целей прогнозирования она возвращается простым прибавлением ряда сезонности).

Следует также отметить, что ряды, по которым оценивается соотношение, принадлежат к типу I(1), т.е. они стационарны в первых разностях, поэтому для того чтобы построение такой модели было в принципе правомерным, требуется наличие коинтеграции. Проверка на нее осуществлялась при помощи процедуры Энгла — Гренджера.

Проведенный анализ показал, что мы можем сделать вывод об отсутствии коинтеграции для неочищенных данных. Для рядов очищенных гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается. Значит, найденное соотношение имеет право на существование и показывает долгосрочное равновесие в модели.

Подведем итоги оценивания собственно модели<sup>6</sup> (табл. 3.1).

**Таблица 3.1**

Показатель	Модель с очисткой дамми	Модель с очисткой синусами
const.	-8548,9	-7199,1
<i>L</i>	176,02	151,32
<i>L*trend</i>	0,232	0,255
<i>I</i> (-1)	0,224	0,347
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,967	0,975
<i>AIC</i>	12,18	11,91
<i>BIC</i>	12,35	12,08

Результат оценивания по рядам, очищенным синусами, оказался лучше как по формальным признакам (более низкие информационные критерии), так и содержательно. В целом же оценки разумны и ожида-

<sup>6</sup> Для неочищенных данных не приводится в силу отсутствия коинтеграции и некорректности использования полученных результатов.

емы: как инвестиции, так и труд влияют на выпуск положительно. Тогда итоговая зависимость имеет вид (в скобках указаны  $t$ -статистики):

$$Y_t = -7199,1 + 0,3475I_{t-1} + (151,32 + 0,255t)L_t.$$

(–4,134) (2,746)      (5,503) (6,353)

### 3.4. Оценка ограничения ликвидности

Как и производственная функция, ограничение ликвидности не оценивается один в один в той форме, которая используется в модели, но, так же как и производственную функцию, можно получить некое его приближение доступными нам средствами. В силу того что данные по расчетным счетам доступны только с 2004 г., количество наблюдений несколько снизилось, но это не помешало получить интересные результаты.

Наиболее разумной с точки зрения близости к теории и формальных критериев выглядит модель с зависимостью расчетных счетов от инвестиций данного и предшествующего периодов (разумность состоит в том, что инвестиции делаются на деньги, которые снимаются с расчетных счетов) и импорта (возможно, из-за особенностей ведения расчетов с зарубежными контрагентами). Для обоих способов сглаживания можно говорить о наличии коинтеграции между рядами. Результаты представлены в табл. 3.2.

**Таблица 3.2**

Показатель	Модель с очисткой дамми	Модель с очисткой синусами
const.	–284,2	–157,7
$I$	–5,6	–5,112
$I(-1)$	–0,716	–1,133
$Im$	5,892	5,952
$R^2$	0,94	0,949
$AIC$	14,39	14,24
$BIC$	14,58	14,43

Интересно, что модель по данным, очищенным синусами (в отличие от модели по данным, очищенным дамми), прогнозировала спад во время кризиса. Спада не произошло, но, возможно, причи-



ной тому не естественные процессы в экономике, а вмешательство государства, и вполне вероятно, что без него это предсказанное падение случилось бы.

Итоговая зависимость:

$$NA_t = -157,71 - 5,117I_t - 1,133I_{t-1} + 5,952Im_t.$$

(-0,622) (-8,545) (-2,294) (18,714)

## Заключение

В работе представлен метод выделения сезонности, основанный на спектральном разложении временного ряда и выделении в нем гармонических компонент. Основными этапами данного метода стали:

- 1) идентификация гармонических составляющих с помощью  $Z$ -разложения и дискретного преобразования Фурье;
- 2) выделение сезонной компоненты в ряде и ее моделирование при помощи синусоид с разными частотами (частоты — на основе ДПФ);
- 3) восстановление очищенного от сезонности ряда.

В процессе исследования был выявлен ряд специальных свойств данного метода, которые могут существенно повысить точность динамических моделей общего экономического равновесия. Отдельно следует отметить возможность избежать потери части информации в данных, как это происходит при использовании стандартных процедур сглаживания. Метод позволяет получить оценку сезонности в виде функции, не зависящей от других значений ряда и позволяющей строить прогнозы безотносительно к наличию или отсутствию предыстории.

С формальной точки зрения другим подходом, обладающим сходными свойствами, является использование фиктивных переменных. Но, во-первых, они описываются разрывной функцией, а во-вторых их свойства оказываются хуже, чем у рядов, очищенных гармоническими функциями.

Таким образом, метод дает возможность в рамках определенного класса моделей получить более точные оценки сезонной компоненты и провести очистку данных от сезонности качественнее, чем это позволяют стандартные методы.

## Источники

1. *Канторович Г.Г.* Лекции по анализу временных рядов // Экономический журнал ВШЭ. 2002. Т. 6. № 4.
2. *Лайонс Р.* Цифровая обработка сигналов / пер. с англ. 2-е изд. М., 2006.
3. Опыт моделирования экономической динамики республики Казахстан в период мирового финансового кризиса / М.Ю. Андреев, А.А. Петров, И.Г. Поспелов и др.; Учреждение Российской академии наук Вычислительный центр им. А.А. Дородницына. М., 2010.
4. *Box G., Jenkins G.* Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day, 1970.
5. *Granger C.W.J.* Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications // Seasonal Analysis of Economic Time Series. NBER. 1979. P. 33–56.
6. *Kuiper J.* A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment // Seasonal Analysis of Economic Time Series. NBER. 1979. P. 57–96.
7. *Lovell M.C.* Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis // Journal of the American Statistical Association. 1963. Dec. P. 993–1010.
8. *Nerlove M.* Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures // Econometrica. 1964. July. P. 241–286.

# Приложения

## Приложение 1

### Z-преобразования рядов

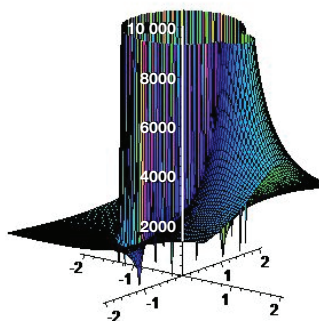


Рис. П1.1. Z-разложение ВВП

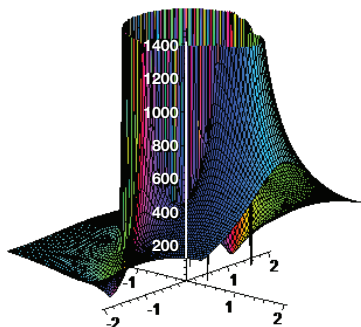


Рис. П1.2. Z-разложение инвестиций

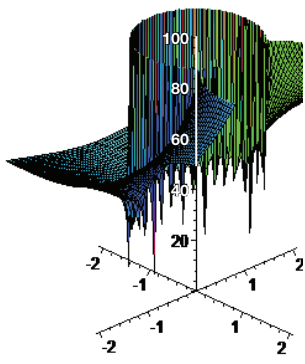


Рис. П1.3. Z-разложение труда

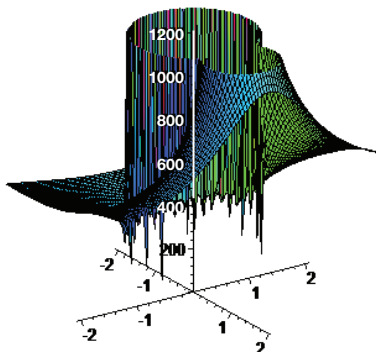


Рис. П1.4. Z-разложение госрасходов

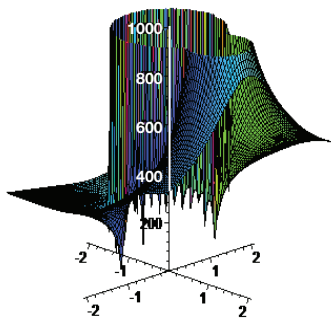


Рис. П1.5. Z-разложение импорта

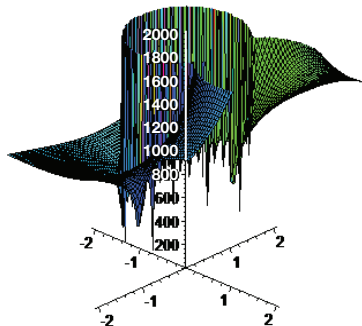


Рис. П1.6. Z-разложение потребления

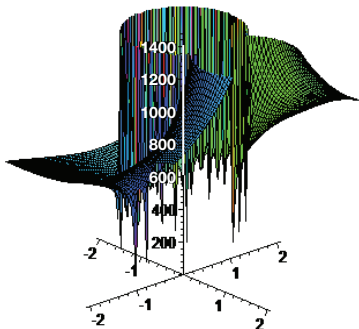


Рис. П1.7. Z-разложение экспорта

ДПФ рядов

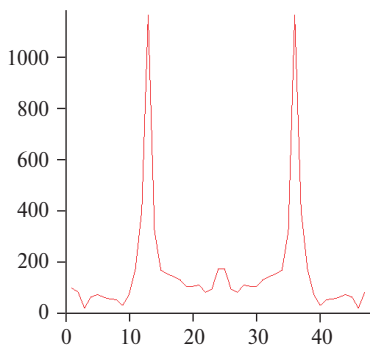


Рис. П2.1. ДПФ ВВП

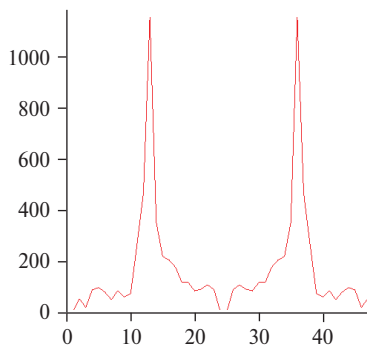


Рис. П2.2. ДПФ инвестиций

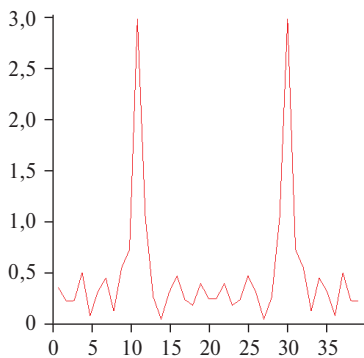


Рис. П2.3. ДПФ труда

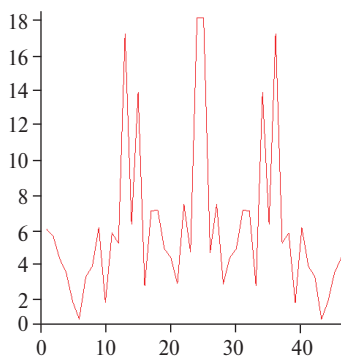
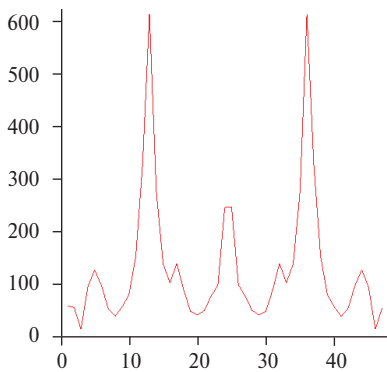
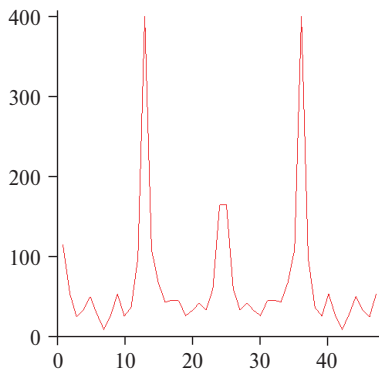


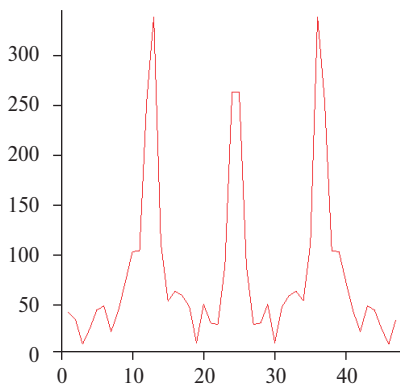
Рис. П2.4. ДПФ госрасходов



**Рис. П2.5.** ДПФ импорта



**Рис. П2.6.** ДПФ потребления



**Рис. П2.7.** ДПФ экспорта

Оценка модели сезонных колебаний

ВВП:

		$f$	3,111167		
$a_1$	-250,494	$a_2$	2,239855	$RSS$	128262,8
$b_1$	0,015783	$b_2$	0,129711	$TSS$	3728347
$c_1$	-0,50395	$c_2$	1,420285	$R^2$	0,965598

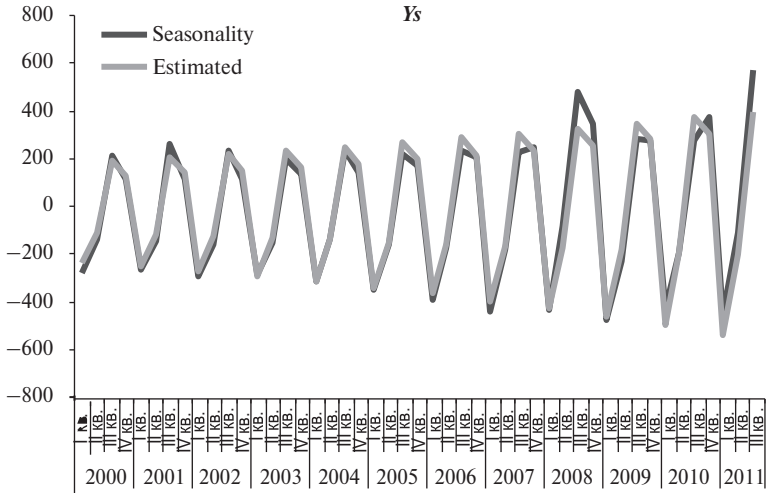


Рис. ПЗ.1. Сезонность ВВП — реальная и оцененная

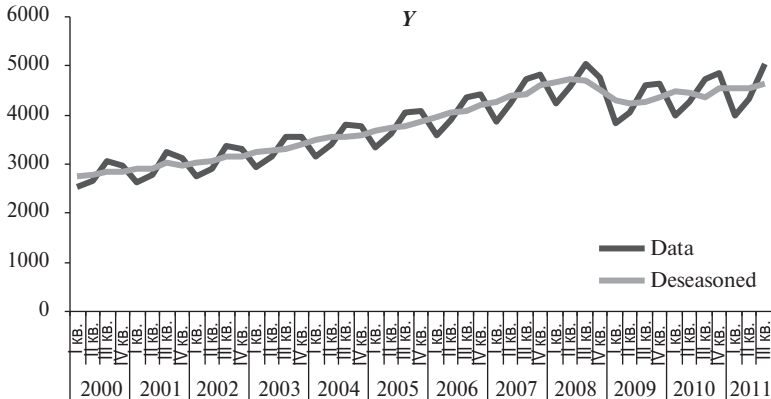
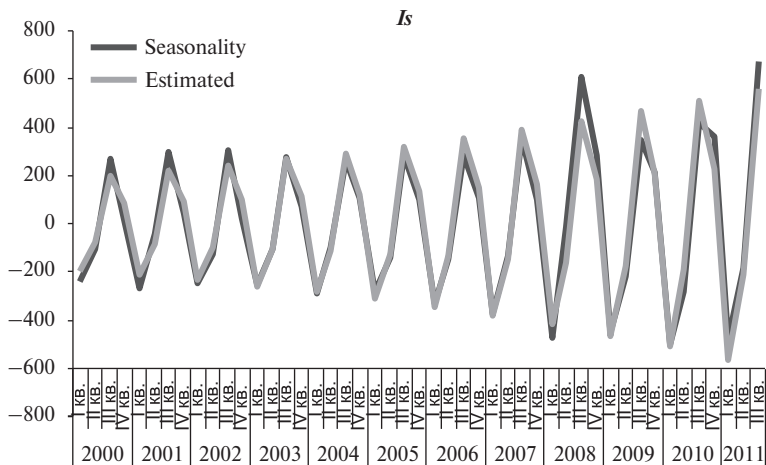


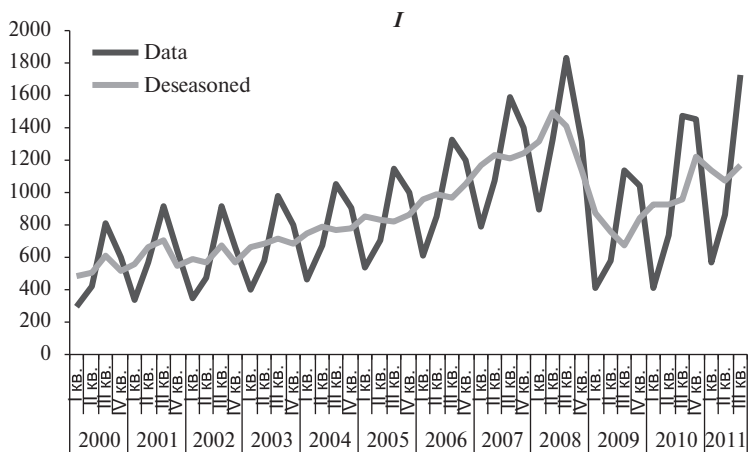
Рис. ПЗ.2. ВВП — данные исходные и десеASONированные

## Инвестиции:

		$f$	2,966406		
$a1$	-222,908	$a2$	4,55E-06	RSS	173896,2
$b1$	0,020055	$b2$	0,397529	TSS	3962437
$c1$	-0,37633	$c2$	8,030337	$R^2$	0,956114



**Рис. ПЗ.3.** Сезонность инвестиций — реальная и оцененная



**Рис. ПЗ.4.** Инвестиции — данные исходные и десеASONированные



Труд:

		$f$	2,863301		
$a1$	-0,84654	$a2$	0,076569	$RSS$	2,418728
$b1$	0,009541	$b2$	0,024276	$TSS$	24,37785
$c1$	0,060409	$c2$	10,17205	$R^2$	0,900782

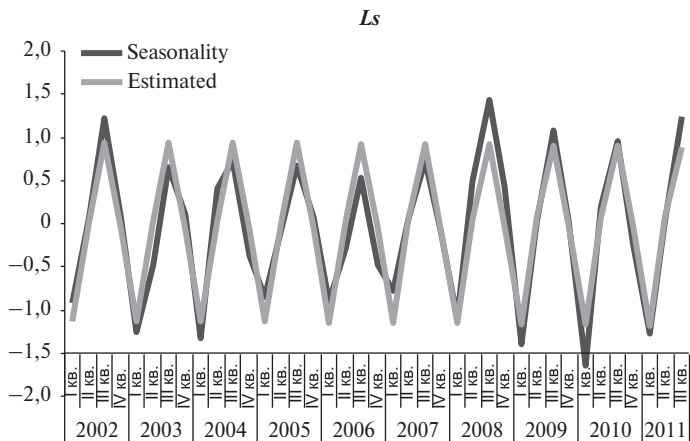


Рис. П3.5. Сезонность труда — реальная и оцененная

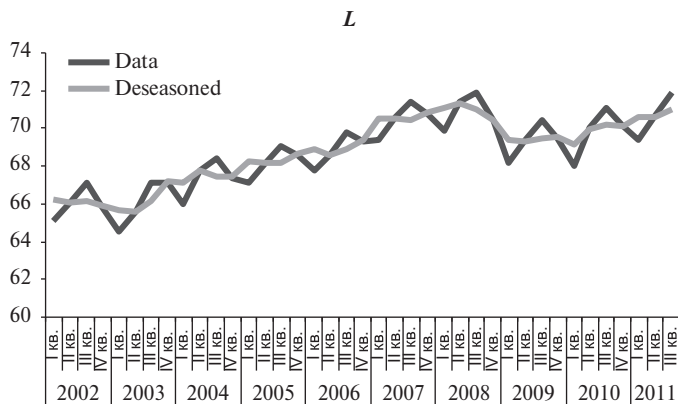


Рис. П3.6. Труд — данные исходные и десеASONированные

Госрасходы:

		$f$	3,126849		
$a1$	-0,03655	$a2$	4,562068	$RSS$	634,0845
$b1$	0,137588	$b2$	0,024468	$TSS$	2604,072
$c1$	-0,16126	$c2$	3,11997	$R^2$	0,756503

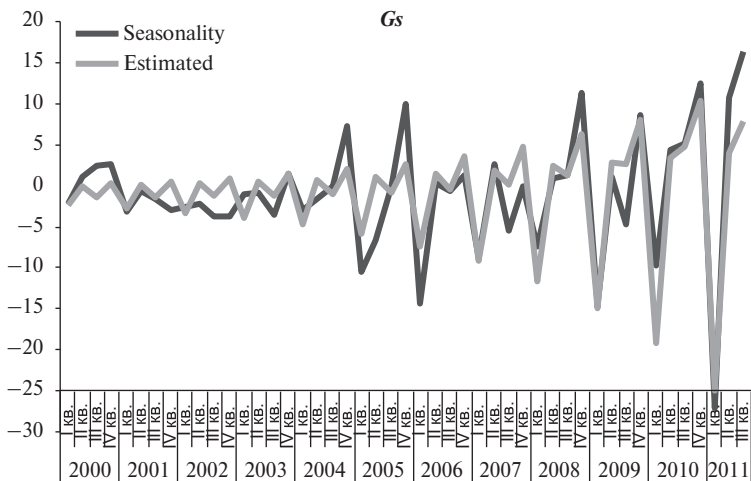


Рис. ПЗ.7. Сезонность госрасходов — реальная и оцененная

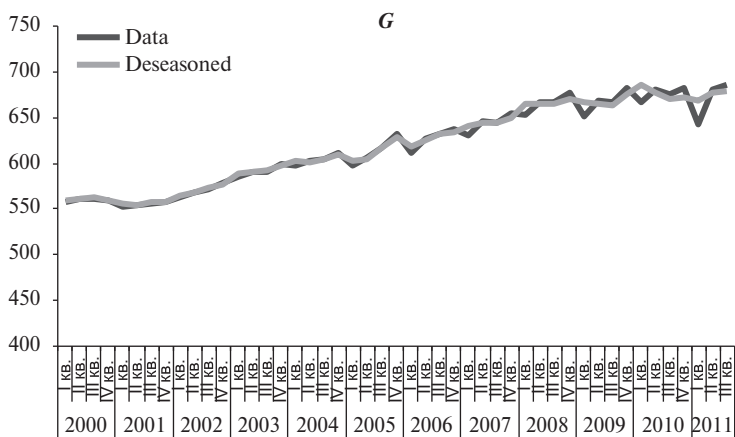


Рис. ПЗ.8. Госрасходы — данные исходные и десеasonированные

Импорт:

		$f$	3,117692		
$a1$	49,61676	$a2$	12,28162	$RSS$	219170,2
$b1$	0,048818	$b2$	0,086918	$TSS$	1642937
$c1$	-3,96197	$c2$	1,185973	$R^2$	0,866599

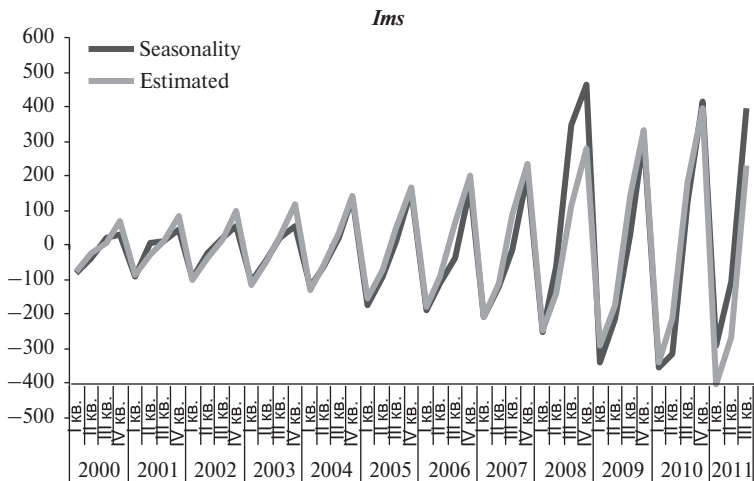


Рис. ПЗ.9. Сезонность импорта — реальная и оцененная

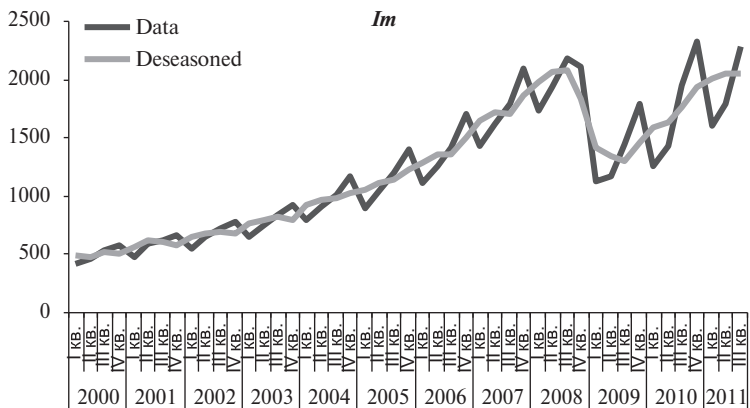


Рис. ПЗ.10. Импорт — данные исходные и deseasoned

Потребление:

		$f$	3,11896		
$a1$	-62,2688	$a2$	9,256547	$RSS$	70753,7
$b1$	0,024169	$b2$	0,084946	$TSS$	491600,8
$c1$	-0,73878	$c2$	1,106768	$R^2$	0,856075

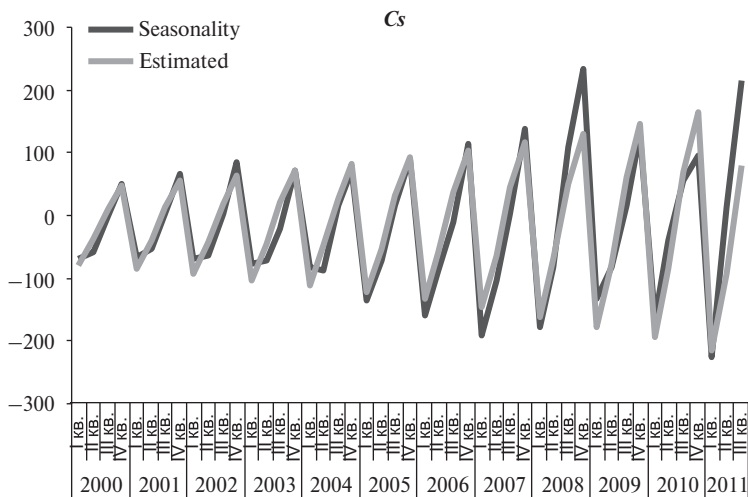


Рис. ПЗ.11. Сезонность потребления — реальная и оцененная

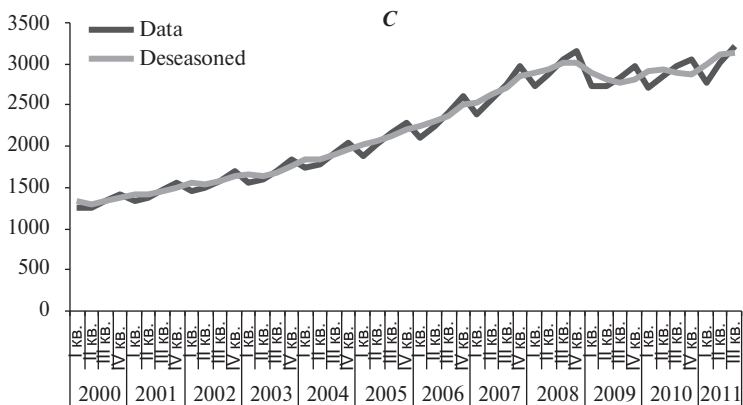


Рис. ПЗ.12. Потребление — данные исходные и десезонируемые

Экспорт:

		$f$	3,093232		
$a1$	33,70754	$a2$	12,11067	$RSS$	77599,34
$b1$	0,044616	$b2$	0,073568	$TSS$	647657,7
$c1$	1,57192	$c2$	2,289	$R^2$	0,880185

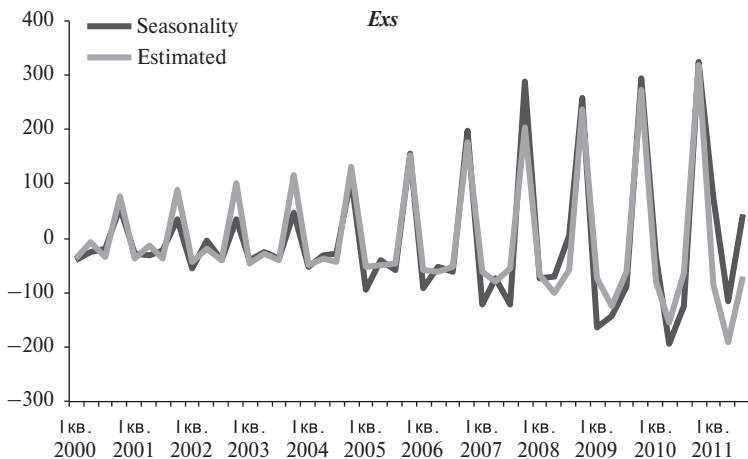


Рис. ПЗ.13. Сезонность экспорта — реальная и оцененная

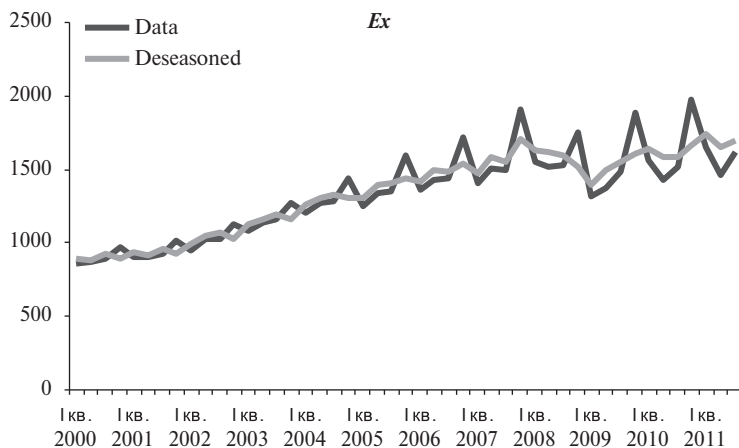


Рис. ПЗ.14. Экспорт — данные исходные и deseasoned

**Д.И. Чеботарев**

Научный

руководитель —

А.Н. Балабушкин

Кафедра

управление рисками

и страхования

# Хеджирование портфеля процентных свопов фьючерсами

---

**В данной работе решается одна из актуальных проблем риск-менеджмента — построение хеджирующего портфеля для набора простых процентных свопов при помощи фьючерсов на процентную ставку. Разбираются два эквивалентных способа хеджирования, один из которых далее апробируется на данных биржи ММВБ-РТС. Анализируется эффективность выбранного алгоритма.**

## Введение

Вопросы управления относятся к компетенции широкого круга лиц внутри компании. Новый риск-ориентированный подход завоевывает свою популярность на Западе и, как следствие, понемногу проникает в российский бизнес через иностранные организации, работающие на территории страны. Как бы то ни было, хеджирование стоит особняком, находясь в ведении финансистов, обладающих необходимым образованием для ведения деятельности на фондовом рынке, создания различных синтетических продуктов, удовлетворяющих интересам отдельно взятой компании.

В настоящей работе разобраны способы хеджирования как отдельных простых процентных свопов, так и портфеля данных инструментов, приводится пример построения хеджа для снижения влияния процентного риска на чистую приведенную стоимость свопа. Детально описываются два альтернативных метода, один из которых затем применяется. Практическая часть предусматривает реализацию лишь одного метода, так как в сущности они являются взаимозаменяемыми и приводят к одинаковым результатам, но опираются на вычисления различной степени сложности.

В заключении содержатся основные выводы, полученные в результате анализа имеющихся данных. Оценивается степень достижения

основной цели работы — построения хеджа для гипотетического портфеля свопов с последующей проверкой его эффективности.

В ходе написания работы использовались метод анализа литературных источников, научных и деловых (в том числе периодических) изданий и метод математического моделирования. Объект настоящего исследования — процентный риск, предмет исследования — операция хеджирования применительно к портфелю свопов.

Данная работа может представлять интерес для широкого круга лиц, теоретически или практически занимающихся проблемами хеджирования деривативов.

## **Хеджирование и процентные деривативы**

Хеджирование — это способ управления рисками, «при котором субъект, подверженный риску, пытается исключить его, занимая противоположные позиции в одном или нескольких инструментах хеджирования» [2, с. 371]. Проблема хеджирования встает перед агентами, стремящимися снизить вероятность или ущерб от возникновения определенной ситуации, воздействуя таким образом на неопределенность результата деятельности. Задачу хеджирования решают организации различного профиля: банки, страховые компании, производственные предприятия, пенсионные фонды и прочие участники как финансового, так и реального сектора.

По поводу классификации рисков (как и самого понятия «риск») существуют некоторые разночтения, которые должны быть устранены в самом начале как имеющие отношение к ключевому понятию работы. Согласно Австралийскому стандарту риск-менеджмента «риск — возможность возникновения события, имеющего влияние на цели компании». Чаще всего, однако, риск понимают более упрощенно, выделяя такие его свойства, как:

- следствие неопределенности;
- негативный характер.

Вторая особенность на самом деле является принципиально важной, так как исключает из рассмотрения события, имеющие положительное влияние на цели и задачи компании, что делает задачу риск-менеджера значительно проще и понятнее.

Универсальной классификации<sup>1</sup> рисков также не существует.

---

<sup>1</sup> Основание используемой классификации см. [3, с. 46].

Некоторые издания трактуют хеджирование сделки (hedge) как «сделку, предназначенную для снижения риска» [7, с. 1027], что позволяет применять в данное понятие к любым сделкам по покупке страховки или даже, в известном смысле, к взятке чиновнику. Однако наиболее часто хеджирование связывают с управлением рыночным риском: ценовым, процентным и валютным. Имея открытую непокрытую позицию по определенному торгуемому товару или производному финансовому инструменту, рыночный агент подвергает себя риску изменения рыночных показателей. В данном случае, как правило, существует возможность вступить в сделку, отличную от закрытия хеджируемой позиции и имеющую результатом поток, компенсирующий полностью или частично потери по основному портфелю. Такие операции как раз и будут являться хеджированием с точки зрения рыночных агентов. Следует сразу оговориться, что хеджирование не имеет своей целью улучшение финансового результата агента путем игры на положительной рыночной конъюнктуре, что является основополагающим отличием хеджера от спекулянта.

Деривативная ценная бумага — финансовый инструмент, стоимость которого является производной от стоимости и характеристик другой ценной бумаги (базового актива) [15].

Процентные деривативы в соответствии с названием предназначены для управления процентными рисками. Финансовые организации (банки, пенсионные фонды и проч.) сталкиваются с процентным риском повсеместно, как и компании реального сектора, вынужденные привлекать кредиты для финансирования основной деятельности и реализации инвестиционных программ. Пенсионные фонды, в частности, вынужденные показывать положительную доходность, сильно ограничены в стратегии [16]. Результатом становится вложение средств в процентные финансовые инструменты, что увеличивает подверженность процентному риску.

Для управления процентным риском используется целый набор различных инструментов<sup>2</sup>. В данном случае рассматривается задача хеджирования портфеля простых процентных свопов фьючерсами. С подобной задачей может столкнуться любой банк, продавший различным корпоративным клиентам своповые контракты на разной

---

<sup>2</sup> Подробнее об используемых в работе деривативах см. [2; 7; 12] — о свопах и ставках; [5, с. 253–263; 7, с. 215] — о процентных фьючерсах (особенности, история, пример расчета).



основе. В результате банк оказывается держателем сложного портфеля свопов ненулевой и постоянно меняющейся в зависимости от изменения кривой доходности  $NPV$  (чистой приведенной стоимости).

## Способы хеджирования портфеля свопов

Рассматривая задачу хеджирования портфеля простых процентных свопов, можно заметить, что она эквивалентна хеджированию отдельного процентного свопа. Отличия в сложности, вызванной набором плавающих платежей, как исходящих, так и получаемых, рассчитываемых на основании разного номинала, вызывают необходимость разбиения задачи на несколько составляющих, к которым требуется применить один и тот же алгоритм.

В данном разделе рассмотрены способы хеджирования процентного свопа: метод денежных потоков (cash flow approach) и метод мнимых ценных бумаг (hypothetical security approach).

### Метод денежных потоков

Метод денежных потоков используется как для хеджирования свопа, так и для расчета его стоимости. И в том и в другом случае ключевым является подход, используемый специалистами корпоративных финансов, — расчет текущей стоимости потоков методом дисконтирования. При ценообразовании важную роль играет тот факт, что в момент времени  $t_0$  своп не предполагает выгоды ни одной из сторон соглашения. Так как ключевым условием является плавающая ставка процента, которую рыночный агент собирается захеджировать, расчет фиксированного платежа происходит из условия нулевой стоимости свопа. За основу соответственно берется дисконтированная к моменту  $t_0$  стоимость платежей. Дисконтирование предполагается производить по ставкам, полученным на рынке облигаций [10, p. 104].

Рассмотрим гипотетический пример хеджирования [Ibid., p. 106], не привязывая его к конкретным расчетам. Допустим, речь идет о хеджировании процентного свопа сроком в один год с ежеквартальными платежами, рассчитываемыми на основании трехмесячной ставки LIBOR, евродолларовыми фьючерсами. Номинал свопа составляет 100 млн долл., в то время как номинал евродолларового фьючерса — 1 млн долл. Рассматриваемый пример относится к плательщику плавающей и получателю фиксированной части соглашения.

Приведенную стоимость свопа можно представить в виде следующего уравнения:

$$NPV(Swap) = \sum_{i=1}^4 CF_i Z_i, \quad (1)$$

где  $CF_i$  обозначает чистый денежный поток порядкового номера  $i$ , равный разнице фиксированной и плавающей выплаты на одну дату, а  $Z_i$  — стоимость бескупонной облигации, купленной в момент  $t_0$  с погашением в момент  $t_i$  (период обращения с  $t_0$  до  $t_i$ ) в процентах от номинала. Заметим, что необходимость в применении подобного способа дисконтирования отпадает, если заранее построена кривая доходности, как было описано выше. В таком случае снимается ограничение на метод в виде существования бескупонной облигации на заданный период, а  $Z_i$  обозначает не стоимость облигации, а дисконтирующий множитель.

Если верна формула приведенной стоимости свопа, то, учитывая экономический смысл, существуют следующие производные:

$$\frac{\partial NPV(Swap)}{\partial F_1} = Z_1 \frac{\partial CF_1}{\partial F_1} + CF_1 \frac{\partial Z_1}{\partial F_1} + CF_2 \frac{\partial Z_2}{\partial F_1} + CF_3 \frac{\partial Z_3}{\partial F_1} + CF_4 \frac{\partial Z_4}{\partial F_1},$$

$$\frac{\partial NPV(Swap)}{\partial F_2} = Z_2 \frac{\partial CF_2}{\partial F_2} + CF_2 \frac{\partial Z_2}{\partial F_2} + CF_3 \frac{\partial Z_3}{\partial F_2} + CF_4 \frac{\partial Z_4}{\partial F_2},$$

$$\frac{\partial NPV(Swap)}{\partial F_3} = Z_3 \frac{\partial CF_3}{\partial F_3} + CF_3 \frac{\partial Z_3}{\partial F_3} + CF_4 \frac{\partial Z_4}{\partial F_3},$$

$$\frac{\partial NPV(Swap)}{\partial F_4} = Z_4 \frac{\partial CF_4}{\partial F_4} + CF_4 \frac{\partial Z_4}{\partial F_4},$$

где  $F_i$  — форвардные процентные ставки между периодами  $i - 1$  и  $i$ .

Этот эффект можно объяснить следующим образом. При разборе хеджирования методом денежных потоков Гален Бюргхардт [10, р. 107] указал на два эффекта, возникающих при изменении процентной ставки и оказывающих влияние на приведенную стоимость свопа. Во-первых, это изменение плавающей ноги, т.е. рост платежей по плавающей процентной ставке при ее увеличении, так называемый основной эффект. Во-вторых, при изменении процентной ставки меняется и величина дисконтирующего коэффициента, что влияет на приведенную стоимость всех последующих потоков («вторичный эффект»). При начале обмена платежами с даты заключения контракта первый поток

$(CF_1)$  уже известен, поэтому изменение ставки спот не окажет влияния на платеж и первичный эффект в первом уравнении  $\left( Z_1 \frac{\partial CF_1}{F_1} \right)$  заведомо равен нулю.

В качестве показателя чувствительности цены инструмента к изменению процентной ставки используется показатель DV01 (DV — dollar value) — цена базисного пункта, составляющего 0,01 п.п. ставки. В данном случае цена базисного пункта будет одинакова для любой форвардной ставки, рассматриваемой в качестве аргумента.

$$DV01 = \$ 100\,000\,000 \cdot 0,0001 \cdot (91/360) = \$ 2577,77.$$

Таким образом, номинальное значение величины, используемой для определения основного эффекта, найдено. Более важное значение имеет показатель PV01 (present value), т.е. приведенная стоимость цены базисного пункта, получаемая путем дисконтирования.

Для завершения процедуры должны быть подсчитаны знаки и объем эффекта, возникающего от изменения дисконтирующего множителя, в данном примере — цены облигации. Например, изменение ставки  $F_1$  повлияет на цены всех четырех потоков. Для агента, получающего фиксированные платежи в обмен на плавающие при кривой доходности с положительным наклоном, чистые потоки в начале обмена будут положительными, что приведет к снижению их приведенной стоимости при падении стоимости бескупонной облигации, используемой для дисконтирования (эффект роста процентной ставки). Напротив, в дальнейшем потоки становятся отрицательными, и повышение процентной ставки снижает стоимость исходящих выплат. Как бы то ни было, расчеты основаны на чистых потоках между контрагентами, из-за чего вторичный эффект гораздо меньше основного, отражающегося на стоимости самих потоков.

Последним этапом становится расчет нормы хеджирования позиции фьючерсами на конкретную дату. Данный показатель отражает количество евродолларовых фьючерсов на дату  $i$ , которое требуется продать, чтобы захеджировать позицию.

$$Hedge\ Ratio_i = \frac{\frac{\partial NPV(Swap)}{\partial F_i}}{\$25}. \quad (2)$$

В данном случае \$25 — это DV01 для евродолларового фьючерса. Значит, в числителе и знаменателе стоят чувствительности объектов — свопа и фьючерса, при помощи которого происходит хеджирование. Легко заметить, что нормы хеджирования будут расти со временем ввиду роста приведенной стоимости потоков. Другим фактором, влияющим на норму, будет величина процентной ставки.

### Метод мнимых ценных бумаг

В отличие от предыдущего подхода, метод мнимых ценных бумаг разделяет фиксированную и плавающую стороны свопа. По сути своей простой процентный своп является синтетическим инструментом, который можно успешно разбить на отдельные составляющие сделки на рынке процентных финансовых инструментов. В данном случае вместо заключения свопового контракта с получением фиксированной ноги и выплатой плавающей агент может взять ссуду номиналом  $N$  под трехмесячную ставку LIBOR, на которую купить ноту с фиксированным купоном номиналом  $N$ . При наступлении срока выплаты кредита его следует рефинансировать по ставке LIBOR, которая будет в тот момент на рынке. Интересно, что в этом случае решением вопроса ценообразования свопа становится нахождение такого купонного платежа, при котором данная нота с фиксированным купоном торгуется по номиналу.

$$\text{Coupon} \cdot \sum_{i=1}^4 Z_i + N \cdot Z_4 = N \quad (3)$$

или

$$\text{Coupon} = \frac{N \cdot (1 - Z_4)}{\sum_{i=1}^4 Z_i}.$$

В конце периода номинал  $N$ , полученный по ноте, уходит на погашение ссуды по плавающей ставке LIBOR.

При хеджировании свопа вновь рассматриваются две отдельные ценные бумаги — актив с фиксированной ставкой и обязательство с плавающей ставкой. С точки зрения держателя позиции, риск заключается не столько в изменении потоков, сколько в изменении стоимости данных ценных бумаг, из которых менее рискованной является обязательство с плавающей ставкой, а более рискованной — актив, генерирующий фиксированный платеж. Данное предположение логич-

но, так как при изменении процентной ставки плавающая нога имеет возможность отреагировать изменением купонных платежей, в то время как фиксированная нога подобной гибкостью не обладает.

Рассмотрим стоимость обязательства сразу после момента заключения сделки по обеим ценным бумагам. Агент, совершивший транзакцию, имеет трехмесячное обязательство временной стоимостью

$$Liability = 100 \cdot \left( 1 + R_1 \cdot \left( \frac{91}{360} \right) \right).$$

Приведенная стоимость обязательства рассчитывается таким же образом, как и в предыдущем примере, — домножением на цену бескупонной облигации с соответствующей датой погашения (либо на дисконтирующий множитель — в тех примерах, когда подходящего инструмента не существует).

$$PV(Liability) = 100 \cdot \left( 1 + R_1 \cdot \left( \frac{91}{360} \right) \right) \cdot Z_1.$$

Соответственно цена бескупонной облигации определяется следующим образом:

$$Z_1 = \frac{1}{\left( 1 + S \cdot \left( \frac{t}{360} \right) \right)}, \quad (4)$$

где  $S$  обозначает ставку спот до момента экспирации облигации  $1$  (период  $t$  дней).

Оценка актива с фиксированным платежом выполняется идентично решению проблемы ценообразования свопа (см. формулу (1)), но теперь купон известен, а цену предстоит определить:

$$PV(Asset) = Coupon \cdot \sum_{i=1}^4 Z_i + N \cdot Z_4.$$

Для того чтобы определить чувствительность свопа к изменению процентной ставки, при подходе, подразумевающим разделение задачи на две части, требуется сначала определить чувствительность приведенной стоимости актива, затем приведенной стоимости обязательства. Далее будет получена необходимая величина.

$$\frac{\partial PV(Swap)}{\partial S} = \frac{\partial PV(Asset)}{\partial S} - \frac{\partial PV(Liability)}{\partial S}.$$

Определим чувствительность стоимости обязательства к изменению процентной ставки:

$$\frac{\partial PV(Liability)}{\partial S} = N \cdot \left( 1 + R_1 \cdot \left( \frac{91}{360} \right) \right) \cdot \frac{\partial Z_1}{\partial S}.$$

Определим чувствительность стоимости актива с фиксированными платежами:

$$\frac{\partial PV(Asset)}{\partial S} = Coupon \cdot \sum_{i=1}^4 \frac{\partial Z_i}{\partial S} + N \cdot \frac{\partial Z_4}{\partial S},$$

где

$$\frac{\partial Z_i}{\partial S} = \frac{-Z \cdot \left( \frac{t}{360} \right)}{1 + S \cdot \left( \frac{t}{360} \right)}.$$

Когда проблема оценки влияния спотовой ставки LIBOR решена, дальнейший процесс выглядит гораздо проще. Так как форвардные ставки не влияют на цену облигации, по которой мы осуществляем дисконтирование наших обязательств, чувствительность свопа к изменению форвардных ставок равна соответствующей чувствительности актива.

$$\frac{\partial PV(Asset)}{\partial F_2} = Coupon \cdot \sum_{i=2}^4 \frac{\partial Z_i}{\partial F_2} + N \cdot \frac{\partial Z_4}{\partial F_2},$$

$$\frac{\partial PV(Asset)}{\partial F_3} = Coupon \cdot \sum_{i=3}^4 \frac{\partial Z_i}{\partial F_3} + N \cdot \frac{\partial Z_4}{\partial F_3},$$

$$\frac{\partial PV(Asset)}{\partial F_2} = (Coupon + N) \cdot \frac{\partial Z_4}{\partial F_2}.$$

Последним шагом в расчетах становится определение норм хеджирования фьючерсами на каждый период в соответствии с формулой (2).

## Хеджирование портфеля свопов

При описании двух методов можно отметить, что при использовании любого из них будет получен один и тот же результат, что говорит о практической идентичности подходов [10, р. 115]. Тем не менее для

расчетов в рамках данной работы был выбран метод денежных потоков.

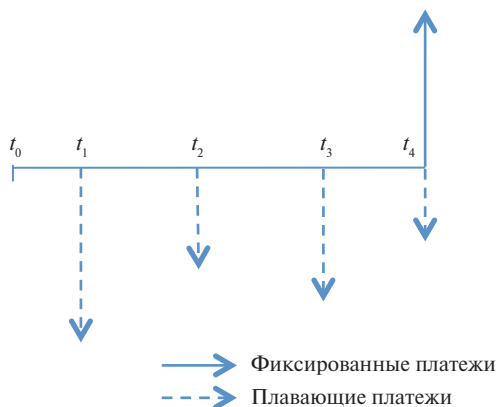
Практическая часть работы состоит из нескольких разделов. Сначала необходимо построить кривую доходности по имеющимся данным, вычислить недостающие процентные и форвардные ставки. Когда работа с кривой доходности завершена, происходит построение хеджа для имеющегося портфеля свопов, проводится анализ эффективности использованной стратегии хеджирования.

### Построение кривой доходности

В настоящей работе хеджирование портфеля свопов рассматривается на примере российского рынка процентных финансовых инструментов, торгуемых на бирже ММВБ-РТС. Недостаточная развитость рынка создает некоторые трудности, которые на практике обойти не удастся. В частности, если в США торгуется одновременно 40 квартальных фьючерсов, обеспечивающих календарную экспозицию в 10 лет, то в России недостаток ликвидности не позволяет говорить о возможности эффективного хеджирования фьючерсами — практически не торгуются даже краткосрочные инструменты, традиционно наиболее ликвидные. В дальнейшем будет считаться, что фьючерсы на квартальную ставку MOSPRIME существуют и торгуются как нормальный ликвидный инструмент, отражающий ожидания агентов относительно форвардных ставок. Распространим данное предположение на весь используемый в решении поставленной задачи горизонт — 5 лет.

Массив имеющихся данных, на основании которых была построена кривая доходности, состоит из ставок MOSPRIME на периоды от 1 дня (overnight) до 6 месяцев и котировок процентных свопов на периоды от 1 года до 10 лет. Из массива была выбрана дата 28.12.07 — последний рабочий день 2007 г., обладающий полным набором котировок. Источником данных является информация, извлеченная из внутренней базы данных биржи ММВБ-РТС.

Для построения кривой доходности использовался метод бутстреппинга. Если до 6 месяцев можно принять ставку процента MOSPRIME, то для периода от 9 месяцев до 10 лет ставку необходимо определить. Для вычислений ставок были использованы торгуемые на бирже процентные свопы. Данные свопы имеют период от 1 года до 12 лет, плавающая нога состоит из квартальных выплат ставки MOSPRIME, в то время как фиксированный платеж осуществляется ежегодно. Таким



**Рис. 1**

образом, в случае годового свопа выплаты имеют структуру, отраженную на рис. 1.

Для расчета процентных ставок был применен подход мнимых ценных бумаг. Пусть фиксированная и плавающая ноги разделены на две различные ценные бумаги. Если добавить обмен номиналами между сторонами в период  $t_4$ , то данная транзакция никоим образом не отразится на стоимости свопа. Имея две облигации, одну с квартальным плавающим купоном, другую с фиксированным годовым купоном, мы рассмотрим их отдельно.

Рыночная цена облигации с плавающей ставкой в момент  $t_0$  равна  $N$ , т.е. облигация торгуется по номиналу. Данное утверждение в настоящей работе приводится без доказательства<sup>3</sup>. Но если одна из облигаций, составляющих своповый контракт, торгуется по номиналу, а стоимость самого свопа в момент  $t_0$  равна 0, то облигация с фиксированным купоном также должна торговаться по номиналу.

Воспользуемся этим условием для нахождения требуемых процентных ставок. Рассмотрим годовой процентный своп. Интерес в рамках метода представляет единственный фиксированный платеж 5,82%. Соответственно, имея облигацию номиналом в 100 долл., мы получим через год 105,82 долл. Очевидно, что для случая одного года ставка, уравнивающая рыночную цену облигации с номиналом,

<sup>3</sup> Доказательство см., например: [9, с. 78].



равняется размеру купонного платежа. Для двухгодичного свопа (фиксированный купон 6,345%) решается следующая задача:

$$\$100 = \frac{\$6,345}{(1 + 5,82\%)^t} + \frac{\$106,345}{(1 + r_2)^2}.$$

Решением находится  $r_2 = 6,374\%$ . Для расчетов использовалась программа Microsoft Excel, инструмент «Goal seek». Последовательно проведенные по 10 свопам расчеты позволили получить ставки, отраженные в табл. 1.

**Таблица 1**

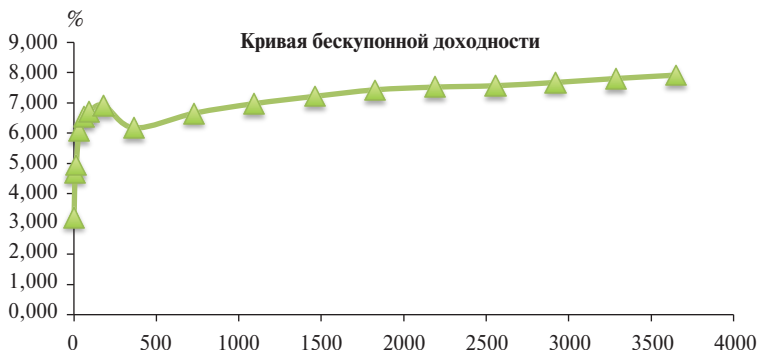
Date	1 день	1 неделя	2 недели	1 месяц	2 месяца	3 месяца	6 месяцев	1 год
Curve, %	3,210	4,710	4,950	6,090	6,560	6,710	6,920	6,175

Date	2 года	3 года	4 года	5 лет	6 лет	7 лет	8 лет	9 лет	10 лет
Curve, %	6,661	6,978	7,217	7,433	7,523	7,568	7,677	7,806	7,919

На основании данных таблицы была построена кривая доходности на указанную дату (рис. 2). Так как для дальнейших вычислений единственной кривой доходности мало, аналогичным образом было построено еще 15 кривых на смежные даты (от 09.01.08 до 29.01.08). Результаты вычислений приведены в приложении (табл. 3).

По оси абсцисс отложено время в днях, по вертикали — процентные ставки. Заметный горб, согласно таблице, возникает благодаря



**Рис. 2**

переходу от ставок MOSPRIME к ставкам, вычисленным бутстрепингом по фиксированным сторонам процентных свопов. Возможные отклонения от привычной формы кривой доходности были ожидаемы, учитывая смену инструмента и низкую ликвидность российского рынка.

В дальнейшем использованы кривые доходности, с учетом пропущенных квартальных данных. Для упрощения задачи в настоящей работе предложена линейная аппроксимация отсутствующих процентных ставок на основании имеющейся информации. Например, ставка процента для периода в 9 месяцев ( $r_{9/12}$ ) определяется исходя из следующего правила:  $r_{9/12} = (r_{6/12} + r_1)/2$ . Сходным образом рассчитываются все недостающие процентные ставки в задаче хеджирования. В случае рассмотренного далее портфеля свопов необходимы были кривые, покрывающие горизонт в 5 лет, разбитые на квартальные отрезки.

Когда кривые доходности дополнены необходимыми для расчетов данными, следующим этапом рассчитываются форвардные ставки. В настоящей работе при введении стоимости бескупонной облигации (уравнение (1)) было дано определение ставки процента как непрерывно начисляемой ставки спот. Данная ставка имеет экспоненциальную форму и отлична от используемой ММВБ-РТС в котировках процентных финансовых инструментов. В терминах используемой далее процентной ставки стоимость бескупонной облигации будет следующей:

$$B = \frac{F}{(1 + r_i)^i}, \quad (6)$$

если  $i > 1$  в годовом исчислении и

$$B = \frac{F}{(1 + r_i/i)^i} \text{ — в ином случае.} \quad (7)$$

В дальнейшем будем называть  $r_i$  ставкой процента на период от 0 до  $i$ .

Форвардные ставки были рассчитаны следующим образом:

$$(1 + r_i \cdot i) \cdot \left(1 + \frac{r_{i+0,25}^f}{4}\right) = \left(1 + \frac{r_{i+0,25}}{i+0,25}\right),$$

при  $i = 0,25, i = 0,5, i = 0,75$ . Здесь  $r_k^f$  обозначает форвардную ставку с момента  $K - 0,25$  до  $K$ .

$$(1+r_i)^i \cdot \left(1 + \frac{r_{i+0,25}^f}{4}\right) = (1+r_{i+0,25})^{i+0,25},$$

при  $i \geq 1$ . Таким образом, выразив из этих уравнений форвардные ставки, можно вычислить их, используя имеющиеся данные.

Из кривой доходности были рассчитаны форвардные ставки. В расчетах также использовались кривые доходности, построенные на основании имеющихся форвардных ставок. Отличия этих кривых доходности от тех, по которым считались форвардные ставки, не в значениях, а в причинно-следственной связи. В рамках работы с процентными ставками выполняются приготовления к основному этапу — построению хеджа. Принимая во внимание все операции, которые необходимо произвести в дальнейшем, необходимо иметь возможность оценить влияние изменения отдельных форвардных ставок на кривую доходности. Но в данном случае наличие панели данных вовсе не обязательно, достаточно произвести вычисления для первого используемого дня — 28.12.07.

## Хеджирование

При завершении всех предварительных этапов была получена необходимая информация в части процентных ставок. Сам портфель свопов, выбранный для построения хеджа, состоит из трех свопов. На самом деле не принципиально, какое количество свопов какого номинала находится в портфеле. Главный аспект задачи, упрощающий решение, — основание для расчета процентной ставки. Ввиду того что выбранные свопы по структуре аналогичны описанным выше, торгуемым на бирже ММВБ-РТС, выплаты происходят регулярно, а ставка, составляющая основание расчета плавающей ноги, известна (квартальная ставка MOSPRIME).

Параметры портфеля представлены в табл. 2.

**Таблица 2**

№	Номинал, руб.	Период	Позиция
1	10 000 000	5 лет	Длинная
2	20 000 000	3 года	Длинная
3	30 000 000	1 год	Длинная

Как и было описано выше, фиксированная нога состоит из фиксированных платежей, в то время как выплаты плавающей ставки осуществляются ежеквартально. Если расписать потоки по датам, заметно, что фиксированные и плавающие выплаты сальдируются, оставляя чистые денежные потоки, стоимость которых требуется привести к моменту  $t_0$ . Дисконтирование осуществляется по кривой доходности на первую дату. В итоге получено  $NPV$  портфеля свопов на дату 28.12.07.

Меняя одну кривую доходности на другую, можно получить последовательность  $NPV$  портфеля свопов — то, насколько будет изменяться приведенная чистая стоимость на заданном горизонте в случае отсутствия хеджа. Интересно, что на практике проще всего не выделять первичный и вторичный эффект (результат изменения денежных потоков и эффект изменения дисконтирующего множителя), а, объединяя их в вычислении, просто менять ставку на входе.

Для определения норм хеджирования (Hedge ratios) требуется определение чувствительности  $NPV$  к изменению процентной ставки (формула (2)). Так как формула (2) предлагает использовать стоимость процентного пункта в соотношении с чувствительностью  $NPV$  к форвардным ставкам, разумным выглядит вычисление, насколько изменится  $NPV$  свопа при изменении конкретной форвардной ставки на 0,01%. Как раз для расчета данного эффекта необходима кривая доходности, построенная на основании форвардных процентных ставок. Изменяя по одиночке на 1 п.п. форвардные ставки, получаем новый ряд  $NPV$  с количеством элементов, равным числу используемых форвардных ставок (включая ставку спот). Вычитая первоначальную  $NPV$  портфеля, получаем изменения  $NPV$  при изменении процентной ставки на 1 п.п.

Используя формулу (3), определяем нормы хеджирования. Важно, что при изменении  $NPV$  свопа хедж должен корректировать  $NPV$  в противоположную сторону. Иначе говоря, если норма хеджирования получается отрицательной, фьючерс нужно продавать коротко, а если положительной, то покупать. Нецелые нормы следует округлять до ближайшего целого числа. Возникающие при этом неточности, конечно, повлияют на результат, но избежать этого не удастся. Когда известен хедж (приложение, табл. 4), решение задачи получено.

Нужно проверить эффективность примененной стратегии, для чего требуется сравнить колебания  $NPV$  до и после хеджирования. К  $NPV$  портфеля при изменяющейся кривой доходности нужно добавить дис-

контрированный поток по фьючерсам, возникающий при изменении процентных ставок. Рассмотрим как пример ставку по фьючерсу на II квартал первого года. Согласно расчетам для хеджирования изменения данной ставки требовалось купить 20 фьючерсных контрактов. В следующий день процентная ставка упала на 3,4 п.п. Как результат, меняется ожидаемый поток по свопу, а наряду с этим и ставка дисконтирования, что должно компенсироваться потоком по фьючерсу. В данном случае приведенная стоимость потока по свопу упала на 1342,23 руб. Рассчитаем ожидаемую дисконтированную выплату по свопу при данной ставке.

$$\begin{aligned} & \text{Выплата по хеджу} = \\ & = (-0,00034 \cdot 10000 \cdot 25 \text{ руб.} \cdot 20 \text{ контрактов}) / (1 + 0,0674 \cdot 0,5). \end{aligned}$$

Выплата по хеджу составляет 1637,29 руб., т.е. хедж в данном случае компенсировал потери с погрешностью 295,06 руб. Сходным образом рассчитываются выплаты по хеджу в каждый момент времени по каждой ставке, корректировки вносятся в дисконтированные потоки платежей и считается новое *NPV* портфеля (приложение, табл. 5).

После того как получены *NPV* до и после хеджирования, требуется их сравнить. Результат представлен на графике (рис. 3).

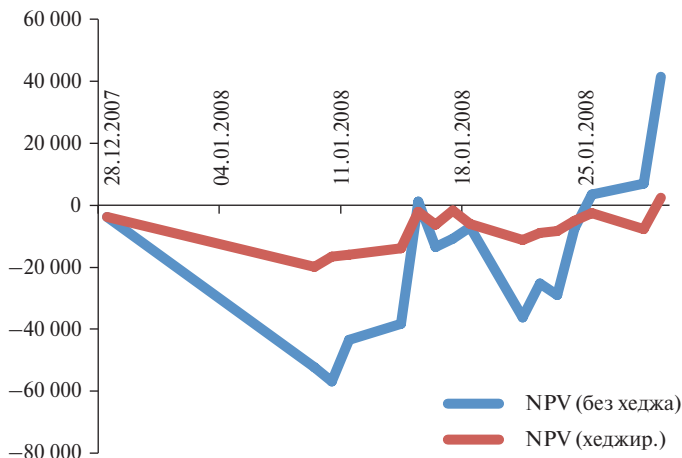


Рис. 3

Заметно, что чистая приведенная стоимость до хеджирования делает несколько резких скачков, которые не наблюдаются на графике *NPV* захеджированного портфеля. В целом наибольшая часть колебаний стоимости портфеля устранена, хотя итоговая траектория заметно отличается от прямой линии. Опираясь на полученный результат, можно констатировать эффективность данного метода построения хеджа.

## Заключение

В настоящей работе предложены и рассмотрены несколько видов построения хеджа для портфеля простых процентных свопов. При использовании одного из подходов был захеджирован гипотетический портфель свопов, выявлено сглаживание колебаний чистой приведенной стоимости по сравнению со случаем отсутствия хеджа.

Разумеется, существуют ограничения и неточности как в самом методе, так и в настоящей попытке его применения. Во-первых, нормы хеджирования не принимают целых значений, что вполне разрешимо с опорой на модель эффективного рынка, где возможны операции с любым, даже дробным объемом. Однако в реальности мы вынуждены округлять позиции по каждому фьючерсу до ближайшего целочисленного значения, что приводит к незначительной погрешности. Во-вторых, требуется постоянно менять нормы хеджирования и позицию по портфелю фьючерсов при изменении кривой доходности, что было опущено для упрощения задачи. Иными словами, было применено статическое хеджирование: в момент  $t_0$  выбран портфель на весь период, состав которого не менялся.

Тем не менее цели, поставленные в начале работы, были достигнуты, задачи решены. Метод построения хеджирующего портфеля для некоторого набора простых процентных свопов был протестирован и может успешно применяться на практике. Ограничением надо признать отсутствие на данный момент в России ликвидного рынка процентных деривативов, что, безусловно, осложнит задачу. Таким образом, выдвинутая нами проблема будет разрешима в недалеком будущем.

Дальнейшие исследования могут быть направлены, во-первых, в сторону усложнения вычислительных методов (изменение хеджа с течением времени), во-вторых, в сторону усовершенствования вспомогательных методов (один из возможных примеров — построение кривой доходности параметрической моделью).

## Источники

1. *Богатова Е.Р.* Libor, Euribor, MosPrime... // В курсе правового дела. 2011. 7 февр.
2. *Галиц Л.* Финансовая инженерия: инструменты и способы управления финансовым риском. М.: ТВП, 1998.
3. *Круи М., Галай Д., Марк Р.* Основы риск-менеджмента / пер. с англ.; науч. ред. В.Б. Минасян. М.: Юрайт, 2011.
4. *Кудрявцев А.А.* Интегрированный риск-менеджмент: учебник. М.: Экономика, 2010. (Учебники экономического факультета СПбГУ.)
5. *Меламед Л.* Бегство во фьючерсы. М.: Альпина Паблишерз, 2010.
6. Секция срочного рынка ММВБ (стандартные контракты). Спецификация расчетного фьючерса на 1-месячную среднюю процентную ставку RUONIA.
7. *Халл Д.К.* Опционы, фьючерсы и другие производные финансовые инструменты. 6-е изд. М.: Вильямс, 2008.
8. *Шведов А.С.* Процентные финансовые инструменты: оценка и хеджирование. М.: ГУ ВШЭ, 2011.
9. *Шведов А.С.* Хеджирование и иммунизация портфелей облигаций: учеб. пособие. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2006.
10. *Burghardt G.* The Eurodollar Futures and Options Handbook / Library of Congress Cataloging-in-Publication Data.
11. *Deaves R., Parlar M.* A Generalized Bootstrap Method to Determine the Yield Curve. DeGrote School of Business, McMaster University, Hamilton, Ontario. 1999.
12. <http://www.bbalibor.com/bbalibor-explained/the-basics>
13. [http://www.cbr.ru/hd\\_base/mosprime.asp](http://www.cbr.ru/hd_base/mosprime.asp)
14. [http://www.cmegroup.com/trading/interest-rates/stir/eurodollar\\_learn\\_more\\_education.html](http://www.cmegroup.com/trading/interest-rates/stir/eurodollar_learn_more_education.html)
15. <http://www.finam.ru/dictionary>
16. <http://www.kommersant.ru/doc/1293899>

## Приложение

**Таблица 3. Кривые доходности, %**

Дата	Overnight	1 неделя	2 недели	1 месяц	2 месяца	3 месяца	6 месяцев	1 год
	(1)	(7)	(14)	(31)	(61)	(92)	(181)	(365)
28.12.07	3,210	4,710	4,950	6,090	6,560	6,710	6,920	6,175
09.01.08	3,500	4,180	4,700	5,680	6,190	6,390	6,740	6,060
10.01.08	2,250	3,730	4,060	4,780	5,740	5,970	6,310	5,820
11.01.08	2,290	3,580	3,920	4,650	5,540	5,880	6,210	5,890
14.01.08	2,620	3,520	4,000	4,670	5,420	5,750	6,250	5,775
15.01.08	2,810	3,580	4,000	4,700	5,500	5,720	6,190	5,850
16.01.08	2,420	3,580	3,980	4,640	5,460	5,750	6,290	5,850
17.01.08	2,170	3,560	4,040	4,590	5,460	5,720	6,250	5,861
18.01.08	2,250	3,600	4,060	4,590	5,500	5,750	6,250	5,945
21.01.08	2,500	3,580	4,020	4,550	5,520	5,750	6,270	5,970
22.01.08	3,460	4,000	4,170	4,780	5,500	5,830	6,330	5,960
23.01.08	2,920	3,960	4,130	4,750	5,540	5,880	6,310	5,916
24.01.08	2,670	3,880	4,080	4,750	5,580	5,850	6,310	5,915
25.01.08	3,290	3,860	3,960	4,710	5,500	5,830	6,350	5,950
28.01.08	4,040	4,160	4,080	4,850	5,500	5,860	6,370	5,990
29.01.08	4,640	4,560	4,460	4,960	5,560	5,900	6,430	6,010



Дата	2 года	3 года	4 года	5 лет	6 лет	7 лет	8 лет	9 лет	10 лет
	(730)	(1095)	(1460)	(1825)	(2190)	(2555)	(2920)	(3285)	(3650)
28.12.07	6,661	6,978	7,217	7,433	7,523	7,568	7,677	7,806	7,919
09.01.08	6,536	6,887	7,132	7,218	7,448	7,540	7,644	7,752	7,786
10.01.08	6,375	6,692	6,890	7,083	7,358	7,578	7,686	7,728	7,954
11.01.08	6,318	6,734	6,917	7,107	7,326	7,314	7,444	7,527	7,691
14.01.08	6,326	6,694	7,005	7,134	7,323	7,485	7,604	7,644	7,717
15.01.08	6,397	6,758	6,997	7,272	7,309	7,485	7,592	7,717	7,702
16.01.08	6,373	6,786	7,052	7,268	7,347	7,531	7,603	7,750	7,713
17.01.08	6,496	6,858	7,070	7,363	7,423	7,518	7,565	7,622	7,668
18.01.08	6,455	6,865	7,086	7,319	7,396	7,529	7,589	7,709	7,739
21.01.08	6,568	6,982	7,180	7,372	7,380	7,514	7,589	7,710	7,704
22.01.08	6,542	6,935	7,156	7,360	7,474	7,557	7,611	7,642	7,725
23.01.08	6,488	6,853	7,034	7,286	7,359	7,517	7,618	7,661	7,809
24.01.08	6,440	6,877	7,186	7,365	7,472	7,568	7,615	7,693	7,885
25.01.08	6,439	6,876	7,124	7,368	7,475	7,570	7,617	7,695	7,887
28.01.08	6,438	6,832	7,150	7,290	7,520	7,574	7,618	7,696	7,890
29.01.08	6,517	6,832	7,156	7,380	7,471	7,569	7,622	7,695	7,899

**Таблица 4. Хедж**

Год	1				2				3			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Квартал												
Число контрактов	0	20	20	20	9	9	9	9	9	9	9	9
Позиция	short	long	long	long	short	short	short	short	short	short	short	short

Год	4				5			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Квартал								
Число контрактов	8	8	8	8	7	7	7	7
Позиция	long	long	long	long	long	long	long	long

**Таблица 5. NPV портфеля до и после хеджирования**

Дата	NPV (без хеджа)	NPV (хеджир.)
28.12.07	-3 822	-3 822
09.01.08	-52 260	-19 917
10.01.08	-56 948	-16 513
11.01.08	-43 479	-15 970
14.01.08	-38 274	-13 951
15.01.08	1 097	-2 095
16.01.08	-13 543	-6 326
17.01.08	-10 876	-1 749
18.01.08	-7 071	-6 010
21.01.08	-36 118	-11 278
22.01.08	-25 349	-8 859
23.01.08	-28 946	-8 358
24.01.08	-7 531	-5 076
25.01.08	3 355	-2 609
28.01.08	7 054	-7 676
29.01.08	41 404	2 336

*Электронное научное издание*  
**Сборник лучших выпускных работ — 2012**

Зав. редакцией *Е.А. Бережнова*  
Редактор *Г.Е. Шерихова*  
Художественный редактор *А.М. Павлов*  
Компьютерная верстка и графика: *О.А. Быстрова*  
Корректор *Е.Е. Андреева*

Гарнитура Newton С. 16, 1 Мб. Уч.-изд. л. 24,7. Изд. № 1656

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»  
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20  
Тел./факс: (499) 611-15-52