

## РОССИЙСКИЙ РЫНОК ТРУДА: ОБЩЕЕ И ОСОБЕННОЕ

---

*Е. Вакуленко, Е. Гурвич*

### **Моделирование механизмов российского рынка труда\***

В работе моделируется связь между основными показателями российского рынка труда: производительностью труда, реальной зарплатой и безработицей. Анализ проводился по квартальным данным за период с начала 1995 по III квартал 2013 г. Все модели строились также для «бескризисного» периода, что позволяло косвенно судить об эффекте кризисных шоков. В качестве инструмента эконометрического анализа использовалась векторная модель коррекции ошибок. Были получены коинтеграционные соотношения анализируемых переменных. При этом знаки коэффициентов связи полностью соответствовали экономической логике, а их численные значения практически совпали для полного и «бескризисного» периодов. Проведенные тесты не выявили значимой асимметрии в реакции российского рынка труда на положительные и отрицательные отклонения от долгосрочного равновесия (что нередко наблюдается в других странах). Построенная модель позволяет оценить роль различных факторов, определяющих динамику оплаты труда: в целом за весь период практически равный вклад в этот рост вносили увеличение производительности труда и снижение безработицы. Это объясняет наблюдаемую в России необычную тенденцию к росту доли оплаты труда в ВВП. Межстрановые сопоставления показывают, что российский рынок труда не отличается ни повышенной реакцией зарплаты, ни пониженной реакцией занятости на шоки производительности или объема производства.

*Ключевые слова:* рынок труда, заработная плата, безработица, производительность труда.

*JEL:* E24, J01.

---

*Вакуленко Елена Сергеевна* (evakulenko@hse.ru), к. э. н., старший научный сотрудник факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Москва); *Гурвич Евсей Томович* (egurvich@eeg.ru), к. физ.-мат. н., руководитель Экономической экспертной группы (Москва).

\* Исследование выполнено в Экономической экспертной группе за счет гранта Российского научного фонда № 14-18-03666. Авторы признательны И. Б. Воскобойникову и другим участникам семинара Лаборатории исследований рынка труда и Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ за обсуждение и полезные замечания.

## **Постановка задачи**

В период международного финансового кризиса существенно активизировались исследования рынка труда (см., например: Agraia, Curci, 2010; ECB, 2012; IMF, 2010; Meager, Speckesser, 2011). С одной стороны, во многих странах наиболее болезненным (в экономическом, социальном и политическом отношениях) последствием кризиса стал резко возросший уровень безработицы. С другой стороны, кризисный период предоставил новые возможности для анализа и проверки различных теоретических концепций формирования занятости и заработной платы, нередко дающих противоречивые результаты.

Одна из ключевых характеристик рынка труда (РТ), определяющая способность экономики в целом адаптироваться к внешним и внутренним шокам, — зависимость занятости (безработицы) и заработной платы от уровня экономической активности. Так, гибкое сокращение числа работников и/или оплаты труда в ответ на кризисные шоки либо просто на циклический спад позволяет сохранить конкурентоспособность экономики и сравнительно быстро и с меньшими потерями пережить неблагоприятный период. На протяжении 20 лет специфику российского рынка труда принято характеризовать его реакцией на изменение объема производства: считается, что «российская модель рынка труда» определяется сочетанием довольно сильной реакции заработной платы и относительно слабой реакции численности занятых на шоки производства.

В настоящей работе исследуются базовые механизмы российского рынка труда, рассматриваемого на агрегированном уровне. Для этого строится количественное описание связей между основными показателями РТ, а также их реакции на различные шоки. Тем самым предпринята попытка переосмыслить концепцию «российской модели рынка труда» на новой, более фундаментальной основе.

Заметим, что теоретический анализ оперирует в основном показателями не объема производства, а производительности труда. Согласно классической микроэкономической теории, существует прямая зависимость оплаты труда от производительности. При совершенной конкуренции фирмы получают максимальную прибыль, если устанавливают зарплату на уровне предельной производительности труда. Отклонение от этой «идеальной» ситуации может усложнить связь между производительностью труда и его оплатой, однако общий вывод о сильной положительной зависимости заработной платы от производительности останется неизменным. Скажем, если оплата труда формируется при активном участии профсоюзов, то рост производительности усилит их переговорные позиции и позволит добиться повышения заработной платы.

Связь между показателями рынка труда значительно усложняется в средне- и долгосрочной перспективе. В этом случае необходимо учитывать, что фирма может выбирать не только число работников, но и величину используемого капитала. В результате в зависимости от соотношения цены труда и капитала один из этих ресурсов может замещаться другим, формируя новое равновесие на рынке труда. Поэтому в анализе необходимо по возможности различать кратко- и долгосроч-

ные связи между показателями рынка труда. Ниже мы учитываем наличие нескольких уровней адаптации рынка труда к шокам.

Эмпирические данные убедительно подтверждают наличие тесной долгосрочной связи между динамикой производительности и оплаты труда на страновом уровне (см., например: Meager, Speckesser, 2011). Вместе с тем сравнительный анализ свидетельствует, что параметры связи для разных стран существенно различаются (см., в частности, данные табл. 8). Отсутствие выраженной взаимосвязи говорит о несовершенстве механизмов рынка труда в силу его зарегулированности, сильных позиций профсоюзов и т. п.

В 1995 г. была сформулирована гипотеза о специфике российского рынка труда (Layard, Richter, 1995). Авторы обратили внимание на то, что глубокий спад в первые годы рыночных реформ (в 1992–1994 гг. объем ВВП уменьшился на 24%) сопровождался еще более значительным падением реальной величины зарплаты (на 38%) при меньшем (хотя тоже масштабном) сокращении числа занятых (на 8%). В последующие годы дополнительные аргументы в пользу такой концепции российской модели РТ (адаптация к шокам преимущественно за счет оплаты труда, а не занятости) были сформулированы в: Gimpelson, Lippoldt, 2000; Капелюшников, 2001 и др. В. Гимпельсон и Р. Капелюшников пришли к выводу, что в ходе кризиса 2008–2009 гг. российский рынок труда продемонстрировал тот же тип адаптации (Gimpelson, Kapeliushnikov, 2011)<sup>1</sup>.

Не обсуждая пока стандартную концепцию «российской модели» по существу, отметим, что мы считаем ее обоснование недостаточным. В основном она базируется на измерении реакции РТ на спад производства в двух кризисных эпизодах: 1992–1994 гг. и 2008–2009 гг. Однако эти оценки не полностью характеризуют механизмы рынка труда. Например, они не содержат ответа на один из принципиальных вопросов: отражают зафиксированные реакции краткосрочные или долгосрочные связи, то есть идет речь о сдвиге равновесия или о временном отклонении от него? Далее, ясно, что кризисные ситуации всегда уникальны с точки зрения величины, а часто — и природы испытываемых шоков. В эти периоды, как правило, принимаются специальные программы правительственных мер. В силу этого реакция рынка труда на кризисные шоки может давать искаженное представление о его «нормальных» механизмах. Так, анализ показал, что в 2008–2009 гг. реакция РТ в большинстве стран оказалась намного более сильной, чем можно было ожидать исходя из предыдущего опыта (Darius et al., 2010). Применительно к России уникальность ситуации особенно очевидна для периода начала 1990-х годов, когда речь шла о первых шагах по созданию рыночных механизмов в экономике, на протяжении многих десятилетий существовавшей в условиях жесткого централизованного планирования. Таким образом, основная слабость

<sup>1</sup> В настоящее время Россия вновь переживает кризисный спад: по итогам 2015 г. ожидается сокращение ВВП примерно на 4% и снижение реальной зарплаты на 8%. Однако пока нельзя делать серьезные выводы из этих данных, поскольку адаптация к внешним шокам еще не завершена. Поэтому текущие показатели в нашей работе не рассматривались.

концепции «российской модели рынка труда» в том, что она выведена из отдельных наблюдений в особые периоды времени. Мы убеждены, что для формирования подобной концепции необходимо сначала найти общие закономерности функционирования российского рынка труда.

Исследований, в которых на основе эконометрического анализа строится описание базовых механизмов российского рынка труда, крайне мало. В первую очередь к ним можно отнести оценки коэффициентов модели Оукена (Ахундова и др., 2005; Ibragimov et al., 2012). Кроме того, проводился анализ естественного уровня безработицы и кривой Филлипса (см., например: Гафаров, 2011). Единичны и модельные исследования российского рынка труда на уровне предприятий. Одно из немногих исключений — работа, авторы которой приходят к выводу о неэластичности спроса на труд в российской экономике (как по зарплате, так и по объему производства) (Konings, Lehmann, 2002).

Имеющиеся количественные оценки действия механизмов российского рынка труда не позволяют говорить о какой-либо его специфике. Так, среди 18 стран с формирующимся рынком, для которых была рассчитана корреляция между показателями реального роста зарплаты и производительности труда, Россия заняла место точно в середине списка (с коэффициентом корреляции около 0,3 при диапазоне значений в других странах от 0,8 для Турции до  $-0,6$  для Перу) (Klein, 2012). Ниже показано, что к таким же выводам приводят другие международные сопоставления. Даже если принять критерии, на основе которых формулировалась концепция российской модели рынка труда, «уникальность» его поведения в кризисные периоды вызывает сомнения. Так, эксперты ЕЦБ отмечают, что в ходе «великой рецессии» изменение занятости в зоне евро было весьма умеренным по сравнению с масштабами производственного спада (ЕСВ, 2012). В Германии при падении ВВП (от максимальной до минимальной точки) на 6,4% численность занятых снизилась лишь на 0,7% (а безработица сократилась!); в Австрии и Нидерландах спад более чем на 4% сопровождался сокращением занятости на 0,7% и т. д. (Eichhorst et al., 2010). Иными словами, реакция занятости по сравнению с размерами исходного шока производства во всех этих странах была более слабой, чем в России в 1992—1994 и 2008—2009 гг.

Резюмируя, можно сказать, что макроэкономические механизмы российского рынка труда в основном остаются *terra incognita*, и требуют серьезных дополнительных исследований. Мы попытаемся внести вклад в устранение этого пробела.

В настоящей работе мы изучаем взаимосвязь трех основных агрегированных характеристик состояния рынка труда: реальной величины зарплаты, производительности труда и уровня безработицы. При этом оцениваются не только количественные параметры связи, но и ее логика, содержательный характер. В частности, мы анализируем, какие из найденных зависимостей носят причинный характер, что помогает выявить модели, которые лучше описывают российский рынок труда. Кроме того, мы сравниваем модели, построенные для периода между двумя финансовыми кризисами и на данных за более длительный период, включающий кризисы 1998 и 2008—2009 гг. Сопоставление резуль-

татов позволяет косвенно судить об изменении поведения работодателей в периоды кризисных шоков (либо об отсутствии таких изменений).

### Описание модели и данных

Многие работы, изучающие связь между тремя базовыми показателями рынка труда, основаны на статье: Blanchard, Katz, 1999. Ее авторы отмечают, что большинство теоретических моделей формирования зарплаты (включая, например, модели поиска и подбора) предполагают отрицательную связь между уровнями зарплаты и безработицы, а классическую кривую Филлипса (с зарплатой в качестве приближения для инфляции) можно интерпретировать как отрицательную связь между ожидаемыми темпами роста реальной зарплаты и безработицы. В статье показано, что обе эти связи при достаточно естественных предположениях сводятся к уравнению вида:

$$\omega_t - p_t^e = \alpha + \beta \times (\omega_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \beta) \times y_t - \gamma \times u_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где:  $\omega_t$  — номинальная зарплата;  $p_t(p_t^e)$  — фактический (ожидаемый) уровень цен;  $y_t$  — производительность труда;  $u_t$  — уровень безработицы в момент  $t$ . При  $\beta = 1$  данное уравнение сводится к «кривой зарплат», которую можно рассматривать как вариант кривой Филлипса, где вместо цен фигурирует уровень зарплаты, — таким образом, эта классическая концепция есть частный случай соотношения (1).

Следуя этой работе, в ряде исследований рассматривалась связь между тремя ключевыми переменными: реальной заработной платой, производительностью труда и безработицей. Построенные модели позволяют в интегрированном виде измерить эффект широкого набора важнейших механизмов РТ: влияние дополнительной добавленной стоимости, создаваемой работником, на оплату труда и занятость; влияние безработицы на оплату труда; влияние стоимости труда на число занятых и т. д. Так, примерно для половины рассмотренных стран ОЭСР была обнаружена долгосрочная коинтеграционная связь производительность — зарплата — безработица (Pascalau, 2007); можно отметить также модели, построенные для ЮАР (Wakeford, 2004), Малайзии (Goh, Wong, 2010) и для двух панелей стран (ЕСВ, 2012; Klein, 2012).

В настоящей работе рассматриваются квартальные показатели производительности труда, его оплаты и безработицы с начала 1995 по III квартал 2013 г. Отметим, что изучаемые ряды предварительно сглаживались на сезонность<sup>2</sup>. Ниже приведены определения используемых переменных (часть из них — в нескольких вариантах).

*Производительность труда.* Она определялась как величина ВВП на одного занятого, измеренная в постоянных ценах (2008 г.). Базовый вариант П1 предполагал использование ВВП в рыночных ценах и его дефлирование на индекс потребительских цен (ИПЦ).

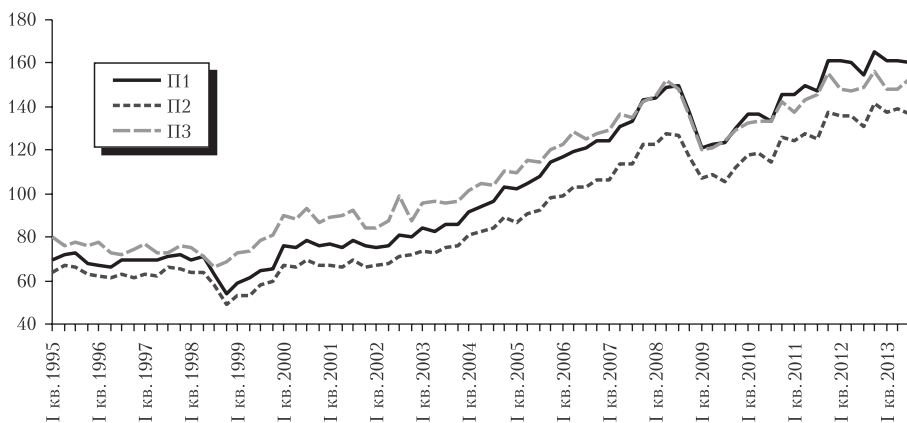
<sup>2</sup> Сглаживание на сезонность проводилось мультипликативным методом скользящего среднего.

Вместе с тем рассматривались два альтернативных определения: П2 — использование ВВП в основных<sup>3</sup>, а не рыночных ценах; П3 — пересчет в постоянные цены с помощью дефлятора внутреннего спроса<sup>4</sup> вместо ИПЦ (в сочетании с ВВП в рыночных ценах, как в базовом варианте). Первая модификация может быть оправдана, поскольку лучше отражает производительность труда с точки зрения работодателя, а не экономики в целом. Альтернативный вариант дефлятора использовался, поскольку при оценке покупательной способности он учитывает не только потребительские, но все товары и услуги. Значения производительности во всех трех определениях представлены на рисунке 1.

Отметим, что классическая экономическая теория, строго говоря, увязывает оплату труда с показателем предельной, а не средней производительности. Однако данный показатель не поддается прямому измерению и потому редко используется в эмпирических исследованиях.

*Оплата труда.* В качестве основного варианта использовался показатель средней номинальной начисленной зарплаты<sup>5</sup>, переведенный в постоянные цены путем дефлирования на ИПЦ. Наряду с этим рассматривался показатель оплаты труда по системе национальных счетов, пересчитанный в постоянные цены с помощью дефлятора внутреннего спроса. Данная переменная учитывает скрытую («теневую») составляющую оплаты труда и социальные начисления на зарплату. Таким образом, используемые показатели дополняют друг друга: первый лучше отражает вознаграждение среднего работника, а второй — полные издержки работодателя на труд. Использувавшиеся показатели

**Производительность труда, сглаженная на сезонность**  
(тыс. руб. на одного занятого в ценах 2008 г.)



Источник: здесь и далее, если не указано иное, — расчеты авторов.

Рис. 1

<sup>3</sup> Источником всех данных о ВВП и его элементах служила статистика национальных счетов Росстата. [http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat\\_main/rosstat/ru/statistics/accounts/#](http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/#).

<sup>4</sup> Значения дефлятора внутреннего спроса рассчитывались путем сопоставления внутреннего спроса (определяемого как сумма расходов на конечное потребление и валовое накопление) в текущих и постоянных ценах.

<sup>5</sup> Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации. М.: Росстат.

**Оплата труда, сглаженная на сезонность**  
(руб. в месяц, в рублях 2008 г.)

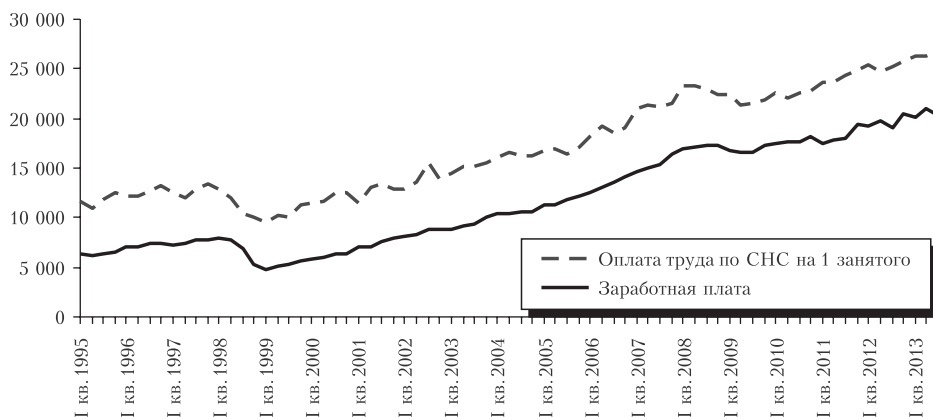


Рис. 2

представлены на рисунке 2 (для наглядности оба выражены в месячном эквиваленте). Отметим, что разрыв между ними постепенно сокращался: если в 1990-е годы оплата труда по СНС превышала среднюю зарплату на 60–100%, то к концу анализируемого периода — примерно на 30%.

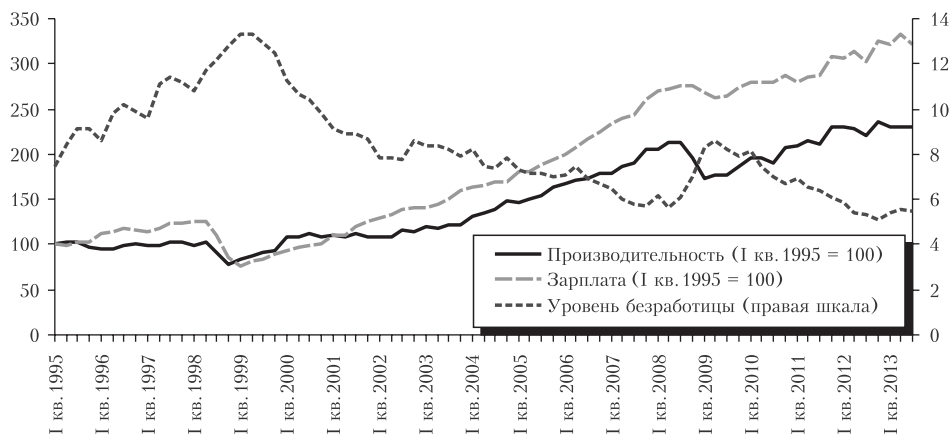
На протяжении всего рассматриваемого периода для оплаты труда был характерен растущий тренд. Однако в кризисные периоды ее величина снижалась. В 1998 г. это произошло в острой форме: реальная зарплата за второе полугодие упала на  $\frac{1}{3}$ . В ходе «Великой рецессии» основное снижение зарплаты пришлось на первое полугодие 2009 г. и составило 4%.

**Безработица.** Показатель безработицы принят в стандартном определении МОТ (в процентах от численности экономически активного населения)<sup>6</sup>. Значения этого показателя вместе с динамикой двух других анализируемых переменных (в базовом определении) приведены на рисунке 3. Уровень безработицы непрерывно рос, достигнув максимального значения 13,3% в начале 1999 г. Затем он снижался, и накануне кризиса 2008 г. безработица составляла лишь 5,6%. В течение четырех кварталов безработица поднялась до 8,6%, после чего вновь стала уменьшаться.

Как можно видеть на рисунке 3, в период между двумя финансовыми кризисами динамика показателей рынка труда была почти монотонной: производительность и зарплата устойчиво росли, а безработица падала. В кризисные периоды происходили резкие колебания показателей: так, за второе полугодие 1998 г. производительность упала на 25%, а в IV квартале 2008 и I квартале 2009 г. — на 19%. Можно сказать, что основные показатели рынка труда реагируют на

<sup>6</sup> Численность занятых и уровень безработицы оцениваются Росстатом на основе выборочных обследований населения по проблемам занятости и публикуются в ежемесячных сборниках «Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации».

**Производительность труда, средняя заработная плата и уровень безработицы, сглаженные на сезонность (в %)**



Примечание. Производительность и оплата труда — в базовых определениях.

Рис. 3

кризисные шоки в экономике и в среднем им требуется два-три года для достижения докризисного уровня.

Все рассматриваемые переменные тесно связаны между собой, особенно производительность и зарплата: корреляция между ними составляет 0,98. Однако это не означает, что они менялись параллельно: в целом за период первый показатель вырос в 2,3, а второй — в 3,2 раза (на 40% больше). Соотношение между зарплатой и производительностью менялось неравномерно (рис. 4): оно росло до кризиса 1998 г. (возможно, частично компенсируя резкое падение в 1992—1994 гг.), резко снизилось в ходе кризиса, вернулось на докризисный уровень к 2002 г. и сохранялось примерно на том же уровне до следующего кри-

**Соотношение зарплаты и производительности труда  
(по сравнению с I кв. 1995 г., в %)**

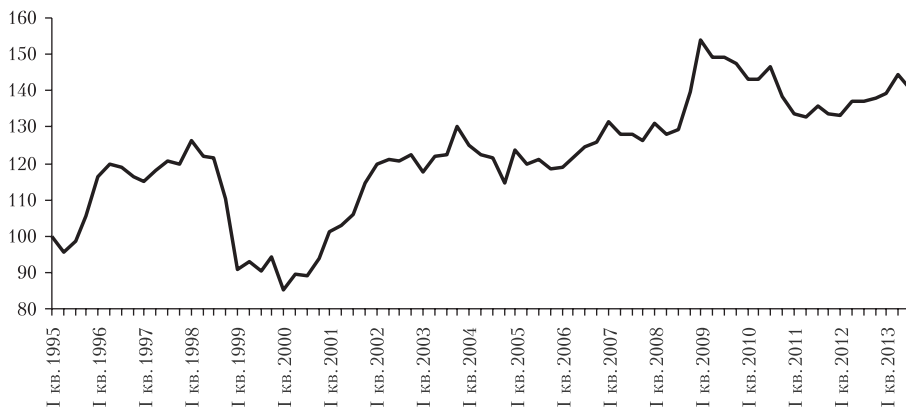


Рис. 4



зиса. Во втором полугодии 2008 и начале 2009 г., в отличие от 1998 г., соотношение выросло и затем оставалось на этом более высоком уровне.

Уровень безработицы зеркально отражал динамику производительности и зарплаты (при корреляции с ними  $-0,84$  и  $-0,81$  соответственно). Диапазон изменения составлял от 13,3 (сразу после кризиса 1998 г.) до 5,5% к концу периода.

Заметим, что в исследованиях, где изучается связь между производительностью труда, зарплатой и безработицей, первые две переменные, как правило, выражаются в логарифмическом виде. Мы также будем придерживаться этого стандарта.

Для предварительного анализа изучаемых рядов проверим их стационарность с помощью двух тестов: расширенного теста Дикки—Фуллера и KPSS (Kwiatkowski—Phillips—Schmidt—Shin (Kwiatkowski et al., 1992)). Первый из них показал, что исследуемые временные ряды нестационарны для любых спецификаций теста (с константой, с константой и трендом и без них)<sup>7</sup>. Тест KPSS с константой однозначно подтверждает нестационарность всех рядов (табл. 1). Правда, при включении в спецификацию тренда тест показывает, что ряды стационарны. Вместе с тем использованные тесты на стационарность не учитывают возможность структурных сдвигов за рассматриваемый период (он включал два масштабных финансовых кризиса).

Т а б л и ц а 1

**Тест KPSS на единичные корни без учета структурных сдвигов**

Переменная	KPSS (константа) <sup>a</sup>	KPSS (константа, тренд) <sup>b</sup>
Численность занятых	0,989	0,129
Уровень безработицы	0,814	0,087
Реальная заработная плата	1,099	0,136
Оплата труда в ВВП на одного занятого	0,753	0,138
Производительность труда	1,113	0,140
ВВП	1,104	0,139
Критическое значение (5%)	0,463	0,146

*Примечания.* <sup>a</sup> Константа вставляется в базовую спецификацию; <sup>b</sup> константа и тренд вставляются в базовую спецификацию.

В таблице 2 представлены результаты тестирования на стационарность с учетом возможных структурных сдвигов в уровнях исследуемых переменных. Используются два вида тестов на эндогенные структурные сдвиги: тест Эндрюса—Зивота (Andrews, Zivot, 1992) на один структурный сдвиг и тест Клементе и др. на два структурных сдвига (Clemente et al., 1998). Проведенные дополнительные тесты выявили значимые структурные сдвиги. Для всех переменных оба вида тестов однозначно утверждают, что на уровне значимости 5% нельзя отвергнуть нулевую гипотезу о нестационарности исследуемых временных рядов, поскольку расчетные тестовые статистики меньше критических значений. Первые разности переменных стационарны и в тестах без

<sup>7</sup> Количество лагов для теста выбиралось с помощью информационного критерия Шварца (BIC). Результаты могут быть представлены авторами по запросу.

## Тесты на единичные корни с учета одного и двух структурных сдвигов

Переменная	Тест Эндрюса–Зивота на один структурный сдвиг в уровнях		Тест Клементе и др. на два структурных сдвига	
	<i>t</i> -статистика	даты структурных сдвигов	<i>t</i> -статистика	даты структурных сдвигов
Численность занятых	-3,597	2003, кв. III	-3,646	2000, кв. III, 2005, кв. IV
Уровень безработицы	-3,371	2000, кв. I	-3,124	1997, кв. IV, 2001, кв. II
Реальная заработная плата	-4,036	1998, кв. III	-3,789	2002, кв. IV, 2006, кв. IV
Оплата труда в ВВП на одного занятого	-4,334	1998, кв. II	-3,167	2002, кв. IV, 2007, кв. II
Производительность труда	-3,382	2004, кв. I	-3,063	2000, кв. II, 2005, кв. I
ВВП	-4,029	2004, кв. I	-3,027	2002, кв. IV, 2006, кв. II
Критическое значение (5%)	-4,800		-5,490	

*Примечание.* Все переменные взяты в логарифмах (кроме уровня безработицы) и очищены от сезонности.

учета структурных сдвигов, и в тестах с их учетом. Таким образом, все исследуемые временные ряды имеют один единичный корень.

Затем изучались качественные характеристики связей между основными показателями российского рынка труда. Прежде всего мы проверяли наличие причинно-следственных (с точки зрения эконометрических критериев) связей между переменными. Характер таких связей далеко не однозначен и несет важную информацию о механизмах рынка труда.

Выше отмечалось, что согласно положениям классической экономической теории, производительность положительно влияет на зарплату. Вместе с тем достаточно популярна концепция «эффективной заработной платы», которая предсказывает обратное направление влияния, что объясняется стимулирующим воздействием высокой оплаты на трудовые усилия работников (см., например: Shapiro, Stiglitz, 1984). В ряде работ представлены эмпирические подтверждения влияния оплаты труда на производительность (Millea, 2002). Т. Домен с соавторами интерпретировали полученные ими данные исследований на микроуровне как косвенное подтверждение актуальности этой гипотезы применительно к России (Dohmen et al., 2014).

Еще большая неопределенность характерна для связи между производительностью и безработицей — здесь не ясны не только направление, но и знак влияния (Wakeford, 2004). Повышение производительности может привести к снижению необходимого числа работников, увеличив тем самым безработицу, либо, напротив, к повышению объема производства, сократив ее. На основе анализа данных по США О. Бланшар с соавторами высказали предположение, что быстрый рост производительности может вызвать краткосрочное повышение безработицы, однако затем она стабилизируется (или даже несколько снижается) (Blanchard et al., 2007). По их мнению, в любом случае маловероятно, что данное влияние окажется значимым. Существуют механизмы, которые могут

действовать в обратном направлении: высокая безработица стимулирует трудовые усилия, а при сокращениях в первую очередь увольняют наименее эффективных работников — и то и другое повышает производительность. Было также показано, что характер данной взаимосвязи существенно зависит от природы испытываемых экономикой шоков: если преобладают технологические шоки, то рост производительности ассоциируется со снижением занятости, а при шоках спроса производительность и занятость имеют положительную связь (Gali, 1996).

Результаты применения теста Грейнджера ко всем параметрам рассматриваемых показателей приведены в таблице 3, где представлены соответствующие  $p$ -значения теста. Поскольку все исследуемые ряды нестационарные, тест проводился для их первых разностей. Если полученное  $p$ -значение теста превышает заданный уровень значимости (скажем, 0,05), то гипотеза, указанная в крайнем левом столбце, не может быть отвергнута. Тест проведен для разных временных периодов (1995–2013 и 1999–2008 гг.) и для разного числа запаздываний. Максимальное число запаздываний, которое мы рассматриваем, — 1,5 года (6 кварталов). Данный выбор был сделан на основании информационных критериев. Оценки, дающие основания отвергнуть

Т а б л и ц а 3

**Расчетные значения теста причинности по Гренджеру для периодов 1995–2013 гг., 1999–2008 гг. и разного числа лагов**

Причинность	Число лагов				
	1	2	4	5	6
<i>1995–2013 гг.</i>					
Производительность не причина безработицы	<b>0,044</b>	<b>0,009</b>	<b>0,018</b>	<b>0,010</b>	<b>0,022</b>
Безработица не причина производительности	0,177	<b>0,034</b>	<b>0,044</b>	0,104	0,106
Зарплата не причина производительности	0,716	0,427	0,437	0,345	0,260
Производительность не причина зарплаты	0,164	0,427	0,138	0,051	<b>0,009</b>
Зарплата не причина безработицы	0,208	0,209	0,066	<b>0,001</b>	<b>0,003</b>
Безработица не причина зарплаты	0,349	0,101	0,113	<b>0,022</b>	<b>0,014</b>
<i>1999–2008 гг.</i>					
Производительность не причина безработицы	0,438	0,277	0,541	0,536	0,397
Безработица не причина производительности	0,550	0,591	<b>0,008</b>	<b>0,007</b>	<b>0,028</b>
Зарплата не причина производительности	0,730	<b>0,047</b>	0,054	0,075	0,210
Производительность не причина зарплаты	<b>0,017</b>	0,070	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
Зарплата не причина безработицы	0,086	0,297	0,463	<b>0,042</b>	0,104
Безработица не причина зарплаты	0,824	0,649	0,087	0,093	0,125

*Примечание.* Представлены  $p$ -значения для проверки нулевых гипотез, указанных в первом столбце. Все переменные взяты в первых разностях.

представленные в левой колонке гипотезы на уровне значимости 5%, отмечены в таблице жирным шрифтом.

Общие выводы по результатам проведенного анализа причинности представлены в таблице 4. Здесь на пересечении строки  $i$  со столбцом  $j$  стоят символические знаки, характеризующие полученные результаты для полного или «спокойного» периода. Знак «+» указывает на явные признаки зависимости показателя  $j$  от показателя  $i$ , «+/-» говорит о сильных свидетельствах этого, «-/+» — о некоторых признаках такой зависимости, «-» показывает ее отсутствие.

Т а б л и ц а 4

**Наличие (+) или отсутствие (-) вероятной причинной связи между показателями рынка труда**

Показатель	Производительность труда		Зарплата		Безработица	
	1995 – 2013	1999 – 2008	1995 – 2013	1999 – 2008	1995 – 2013	1999 – 2008
Производительность труда			-/+	+	+	-
Зарплата	-	-/+			-/+	-/+
Безработица	-/+	+/-	-/+	-		

В период между кризисами производительность явно воздействует на зарплату, на всем периоде такая связь слабая. Вероятно, это объясняется тем, что в ходе кризиса 1998 г. всплеск инфляции привел к тому, что реальная зарплата снизилась сильнее, чем производительность, а в 2009 г., напротив, искусственная поддержка обменного курса обеспечила сравнительную стабильность зарплаты, несмотря на падение производительности.

Почти отсутствуют свидетельства зависимости производительности от зарплаты. Тем самым не получает подтверждения гипотетическое действие в России механизма «эффективной заработной платы».

Данные частично подтверждают зависимость безработицы от производительности (связь здесь носит двусторонний характер). На всем периоде имеются также частичные свидетельства двусторонней причинной связи между безработицей и зарплатой. Для остальных связей свидетельств такой зависимости нет (или почти нет).

Один из выводов состоит в том, что среди анализируемых переменных самой «экзогенной» (определяемой внешними по отношению к рынку труда факторами), очевидно, выступает производительность труда. Два других рассматриваемых показателя — зарплата и безработица — в этом отношении выглядят сопоставимыми. В дальнейшем мы воспользуемся данным результатом при построении моделей.

Взаимосвязь исследуемых переменных оценивалась с помощью векторных моделей авторегрессии. Поскольку предварительный анализ показал, что все исследуемые ряды нестационарные, в случае их коинтеграции целесообразно использовать векторную модель коррекции ошибок (VECM). Это позволяет изучать как долгосрочные, так и краткосрочные механизмы российского рынка труда. Все рассмотренные нами спецификации моделей представлены ниже.

Тест Йохансена показал, что исследуемые ряды коинтегрированы. С помощью соответствующих критериев подбираем количество лагов и спецификацию модели (с трендом, константой и т. д.). В выбранной спецификации (1 и 4 запаздывания) статистика TRACE и статистика MAX показали наличие одного коинтеграционного соотношения. Модель векторной авторегрессии коррекции ошибок можно представить в следующем виде:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

где:  $X_t$  — вектор исследуемых временных рядов;  $k$  — количество лагов;  $D_t$  — вектор дамми-переменных (константа, линейный тренд);  $\varepsilon_t$ , — вектор случайных ошибок. Предполагается, что  $\varepsilon_t$ , представляет вектор нормально распределенных случайных величин с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей  $\Omega$ . Здесь  $\beta' X_t$  — коинтеграционное соотношение, показывающее долгосрочные зависимости между переменными. На основании тестирования остатков и значимости коэффициентов для каждой из спецификаций, а также информационных критериев Акаике и Шварца был сделан вывод, что необходимо выбрать модель с константой как в коинтеграционном соотношении, так и в модели в разностях.

Существенную часть результатов построения VECM составляют функции импульсного отклика. Однако их вид отчасти зависит от порядка включения эндогенных переменных в вектор  $X_t$ , поскольку мы используем разложение Холецкого для ортогонализации ошибок. Для получения адекватных оценок нужно, чтобы переменные включались в порядке убывания «экзогенности»: первой — самая «экзогенная» переменная, последней — самая «эндогенная». Анализ причинности, проведенный выше, показал, что первой переменной в системе должна быть производительность труда. Зарплата и безработица в этом отношении сопоставимы, поэтому проверялись оба варианта их последовательности.

Выше отмечалось, что мы рассматриваем несколько вариантов определения основных переменных и два — временного периода. В таблице 5 перечислены все рассматриваемые варианты спецификации моделей.

Т а б л и ц а 5

**Спецификация переменных и периодов наблюдения, используемых в разных вариантах построения коинтеграционных соотношений**

Определение переменных	Номер варианта			
	1	2	3	4
Производительность труда	ВВП на 1 работника	ВВП на 1 работника	Добавленная стоимость в основных ценах на 1 работника	ВВП на 1 работника
Зарплата	Средняя зарплата	Средняя зарплата	Средняя зарплата	Оплата труда по СНС на 1 работника
Дефлятор для расчета реальной зарплаты и производительности	ИПЦ	ИПЦ	ИПЦ	Дефлятор внутреннего спроса
Период наблюдения	1995–2013	1999–2008	1995–2013	1995–2013

Одно из важных направлений анализа рынка труда — проверка возможной асимметрии его реакции на положительные и отрицательные шоки. М. Аббритти и С. Фар, продолжая серию более ранних работ, обнаружили асимметрию в адаптации зарплаты и безработицы в ряде стран ОЭСР: на этапе спада номинальные размеры зарплаты снижаются незначительно, а ее реальная величина может даже вырасти, что ведет к уменьшению занятости. При подъеме, напротив, занятость восстанавливается сравнительно медленно, в результате весь бизнес-цикл оказывается «скошенным»: за резким глубоким спадом следует медленный более продолжительный подъем (Abbritti, Fahr, 2011). Подобная ситуация наблюдалась и в ходе последнего международного кризиса (Agraia, Cursi, 2010). Асимметричное поведение служит важным признаком неэффективности рынка труда: оно затрудняет адаптацию к негативным шокам и может объясняться ожидаемыми трудностями подбора работников в будущем, при переходе к фазе подъема.

Необходимо также учитывать, что в условиях асимметричных реакций применение стандартных моделей может дать искаженную картину механизмов рынка труда. Так, использование линейной модели закона Оукена при наличии асимметрии может привести к ошибочному выводу об отсутствии долгосрочной связи между производством и безработицей (Harris, Silverstone, 2001).

В ряде работ использовались модели, учитывающие возможную асимметрию связей (Woitek, 2004; Pascalau, 2007). В последней работе это, в частности, позволило сделать вывод, что в половине стран ОЭСР, где производительность труда, зарплата и безработица коинтегрированы, адаптация к краткосрочным шокам носит нелинейный характер.

Чтобы учесть потенциальную асимметрию, помимо модели (2), мы также рассмотрели векторные модели коррекции ошибок с асимметрией, так называемые TAR и MTAR<sup>8</sup> модели (Hansen, 1996). В этих моделях подстройки к положительным и отрицательным шокам оцениваются отдельно<sup>9</sup>. Обозначим коинтеграционное соотношение  $e_t = \beta'X_t$ , тогда спецификация модели TAR для векторной модели коррекции ошибок выглядит так:

$$\Delta X_t = \alpha_1 I_t e_{t-1} + \alpha_2 (1 - I_t) e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad I_t = \begin{cases} 1, & \text{если } e_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{если } e_{t-1} < 0. \end{cases}$$

Таким образом, данная спецификация предполагает различную скорость подстройки к долгосрочному равновесию после положительных и отрицательных отклонений от него. Чтобы система вернулась к своему долгосрочному соотношению, коэффициенты  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$  должны

<sup>8</sup> Для векторных моделей коррекции ошибок также встречаются обозначения TVЕСM и MTVEСM.

<sup>9</sup> В данном случае мы рассматриваем 0 в качестве порогового значения.

быть отрицательными. Однако они могут иметь разные значения. Мы тестируем гипотезу о равенстве этих коэффициентов для проверки гипотезы об асимметричности подстройки (см., например: Pagan, 2007).

Мы используем также векторную MTAR модель коррекции ошибок. Спецификация этой модели имеет следующий вид:

$$\Delta X_t = \alpha_1 M_t e_{t-1} + \alpha_2 (1 - M_t) e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad M_t = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta e_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta e_{t-1} < 0. \end{cases}$$

Мы рассматриваем модели TAR и MTAR с заданными пороговыми значениями, поскольку нас интересует именно реакция на положительные и отрицательные шоки.

### Полученные результаты

В качестве первого шага мы проверяли гипотезу об асимметричной реакции российского рынка труда. Оценки моделей (3) и (4) были проведены для спецификации (2). Результаты моделей (3) и (4) оказались схожими с точки зрения значимости коэффициентов для положительных и отрицательных значений коинтеграционного соотношения (табл. 6). Для уравнения заработной платы коэффициент при положительном коинтеграционном соотношении значим и имеет отрицательный знак. Другими словами, после положительных шоков заработная плата возвращается к своему долгосрочному тренду. Точечное значение коэффициента при положительном шоке больше, чем при отрицательном, но статистических различий между коэффициентами при положительном и отрицательном значении коинтеграционного соотношения нет. Следовательно, гипотеза о наличии асимметрии подстройки отвергается. Однако для модели MTAR коэффициенты скорости подстройки статистически различаются на уровне значимости 10%.

Значимый коэффициент, но уже при отрицательном коинтеграционном соотношении, был получен в уравнении безработицы. Таким образом, на уменьшение реальной зарплаты уровень безработицы реагирует сильнее, чем на ее увеличение. Коэффициент при подстройке имеет отрицательный знак, следовательно, после отрицательных шоков безработица также возвращается к своему долгосрочному тренду. Причем к долгосрочному равновесию она возвращается быстрее после отрицательных шоков. Но, как и ранее, статистических различий в коэффициентах при отрицательном и положительном коинтеграционных соотношениях нет. Можно сделать вывод, что подстройка к долгосрочному соотношению не имеет значимой асимметрии.

Коинтеграционные соотношения строились в виде уравнений заработной платы. На основании информационных критериев, тестов Вальда, коррелограмм остатков и теста Йохансена для этого были выбраны VECM модели с 1 и 4 лагами (последний соответствует годовому

**Скорость подстройки асимметричных моделей TAR (3) и MTAR (4) и модели VECM (2) для первой спецификации**

Коэффициент	Модель TAR			Модель MTAR		
	производительность	уровень безработицы	зарплатная плата	производительность	уровень безработицы	зарплатная плата
$\alpha_1$	-0,089 (0,075)	-0,494 (0,649)	-0,156*** (0,063)	-0,111** (0,055)	-0,838* (0,497)	-0,174*** (0,047)
$\alpha_2$	-0,007 (0,118)	-2,242*** (1,029)	-0,076 (0,099)	0,023 (0,066)	-1,513*** (0,595)	-0,054 (0,056)
$\alpha_1 = \alpha_2$ $F(1, n - k)$	0,25	1,51	0,33	3,34#	1,05	3,83#
	Модель VECM					
$\alpha$	-0,060 (0,049)	-1,093*** (0,431)	-0,129*** (0,041)			

*Примечание.* В скобках приведены стандартные ошибки. \*, \*\* и \*\*\* – коэффициенты значимы на уровне 10, 5 и 1% соответственно; # – гипотеза Но:  $\alpha_1 = \alpha_2$  отвергается на уровне значимости 10%.

запаздыванию). Напомним, что все переменные, кроме уровня безработицы, взяты в логарифмической форме и сглажены на сезонность. В таблице 7 представлены полученные коэффициенты модели (2).

Все коэффициенты коинтеграционных уравнений, независимо от спецификации, имеют высокозначимые и ожидаемые с точки зрения экономической теории знаки: зарплата положительно зависит от производительности труда и отрицательно – от уровня безработицы. Сравнение уравнений для вариантов 1 и 2 показывает, что, как ни удивительно, долгосрочная связь между переменными рынка труда почти не зависит от того, включает анализируемый период финансовые кризисы или нет. Все три коэффициента уравнения практически совпадают для полного и «спокойного» периодов наблюдения. В обоих случаях рост производительности труда на 1% ведет к росту заработной платы на 0,59%, а повышение уровня безработицы на 1 п. п. влечет за собой снижение зарплаты на 14 и 12% в спецификациях 1 и 2 соответственно.

В спецификациях 3 и 4 модели (2) результаты качественно аналогичны, однако чувствительность показателей оплаты труда к показателям производительности несколько выше, чем в первых двух

**Результаты оценивания моделей VECM – коэффициенты в коинтеграционных соотношениях (зависимая переменная – оплата труда)**

Переменная	Вариант			
	1	2	3	4
Производительность труда	0,59 (0,17)	0,59 (0,10)	0,73 (0,15)	0,72 (0,16)
Уровень безработицы	-0,14 (0,03)	-0,12 (0,01)	-0,12 (0,02)	-0,07 (0,02)
Константа	7,74	7,51	7,07	6,93

*Примечание.* Все коэффициенты значимы на уровне 1%.



**Функции импульсного отклика для заработной платы  
в разных спецификациях модели (ед.???)**

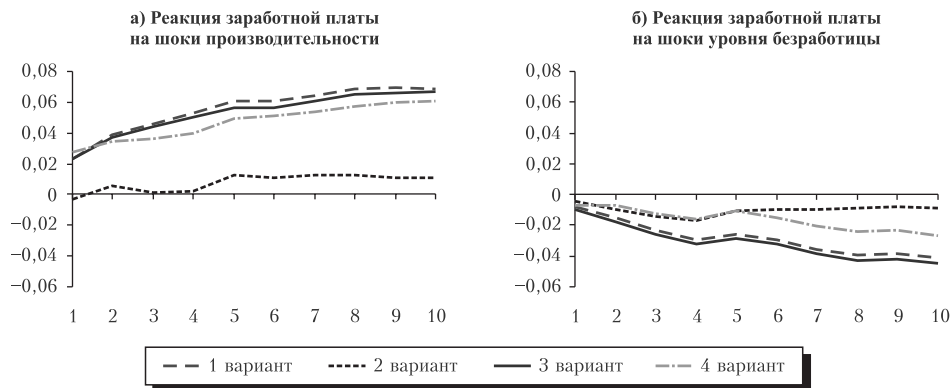


Рис. 5

спецификациях. При этом чувствительность заработной платы к уровню безработицы в третьей спецификации такая же, как во второй, а в четвертой коэффициент для уровня безработицы снижается (по абсолютной величине) до  $-0,07$ . Можно сделать вывод: на российском рынке труда сформировались вполне устойчивые механизмы адаптации, определяющие высокую устойчивость долгосрочных связей между основными показателями.

Далее мы построили функции импульсного отклика изучаемых переменных на шоки в размере одного стандартного отклонения, характеризующие краткосрочные механизмы подстройки.

Как видно на рисунке 5, реакция заработной платы на шоки производительности для спецификаций 1, 3 и 4 идентична: первая растет в ответ на шоки второй, причем рост продолжается до семи периодов после шока, то есть примерно два года, затем заработная плата остается на новом, более высоком уровне. Особняком стоит вариант 2 (относящийся к бескризисному интервалу) — реакция на шоки производительности здесь примерно в семь раз слабее, адаптация занимает вдвое меньше времени.

Анализ импульсной реакции зарплаты на шоки безработицы показывает еще более выраженные различия между вариантами. При этом вариант 2 вновь имеет минимальный отклик. В спецификациях 1, 3 и 4 действие шока растягивается на два года, однако в варианте 2 зарплата уже через год практически возвращается к исходному уровню.

Сравнительно слабая реакция на шоки в варианте 2 частично объясняется большей точностью оценки уравнений в период между кризисами и соответственно меньшими размерами моделируемых исходных шоков (так, для производительности моделируемый шок в вариантах 1, 3 и 4 на 62% больше, чем в варианте 2). Однако даже с учетом этого фактора реакция во втором варианте спецификации значительно слабее.

На рисунке 6 представлена реакция безработицы на шоки производительности и зарплаты. Отклики на шоки производительности похожи

### Функции импульсного отклика безработицы в разных спецификациях моделей (ед.???)

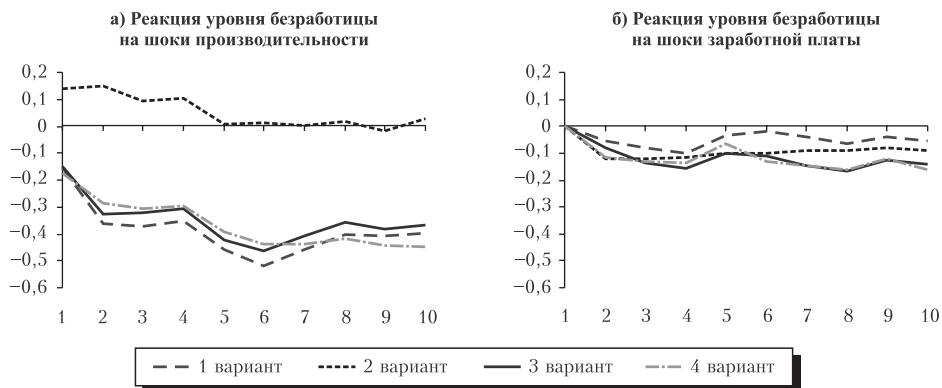


Рис. 6

на реакцию зарплаты, представленную выше (см. рис. 5). Для моделей 1, 3 и 4, построенных на всем рассматриваемом наборе данных, также наблюдается сдвиг зависимой переменной после краткосрочного шока. При этом адаптация происходит еще быстрее — фактически уже через один квартал. Для спецификации 2 отклик через небольшое время (порядка года) снижается до нуля. Реакция уровня безработицы на шоки зарплаты отличается от остальных функций отклика тем, что здесь она очень незначительна во всех вариантах.

Суммируя, можно заключить, что в период между кризисами российский рынок труда очень слабо реагировал на краткосрочные шоки (сохраняя при этом неизменными долгосрочные взаимосвязи). Такие шоки обычно вызывают небольшое временное (в пределах года) отклонение, после чего ситуация возвращается в исходное состояние. В кризисные периоды масштабы шоков кардинально возрастают, поэтому в течение одного—двух лет базовые показатели рынка труда — зарплаты и безработицы — существенно изменяются. Особняком стоит реакция безработицы на шоки зарплаты — здесь отклик близок к нулевому во всех вариантах.

Полученные результаты позволяют сделать общий вывод: в период между кризисами после шоков производительности или безработицы рынок труда возвращается к той же траектории; в остальные периоды шоки переводят рынок труда в состояние с другим сочетанием переменных.

### Обсуждение результатов

Наш анализ свидетельствует о том, что ключевые показатели российского рынка труда (РРТ) связаны между собой устойчивыми долгосрочными соотношениями со значимыми коэффициентами. Этот результат не зависит ни от выбора конкретного вида показателей производительности или оплаты труда, ни от периода наблюдения — сле-

довательно, его можно считать достоверным. Полученные связи имеют знаки, соответствующие экономической логике, это относится и к направлению причинно-следственных зависимостей. Сказанное позволяет говорить об РРТ как о давно сложившемся и достаточно зрелом.

В некоторых случаях можно сделать общие выводы о механизмах действия российского рынка труда. Рассмотрим, например, коэффициент коинтеграционного уравнения при безработице, который определяется совместным действием двух эффектов: с одной стороны, обратной зависимостью между уровнями оплаты труда и безработицы, а с другой — связью между производительностью и безработицей, знак которой, как отмечалось выше, *априори* не ясен. Полученный нами во всех спецификациях отрицательный знак при данном коэффициенте говорит о том, что либо связь безработицы с заработной платой доминирует над ее связью с производительностью, либо на протяжении рассматриваемого периода преобладали шоки спроса (что вполне соответствует динамике макроэкономических показателей), и тогда оба эффекта действовали в одном направлении.

Мы не обнаружили значимую асимметрию реакции РРТ на положительные и отрицательные отклонения от равновесия (например, на увеличение и снижение производительности). Это косвенно свидетельствует об отсутствии ригидности рынка труда, наблюдаемой во многих странах. Далее, наш анализ отвергает действие в российской экономике некоторых механизмов рынка труда, в первую очередь «эффективной заработной платы».

Построенная модель позволяет получить некоторые важные общие выводы относительно механизмов российского рынка труда — например, оценить вклад различных каналов в наблюдаемый рост оплаты труда. Если отбросить начальный 1995 г., то модель достаточно хорошо описывает фактическую динамику реальной зарплаты при заданных значениях двух других базовых показателей. В частности, за весь период I квартал 1996 — III квартал 2013 г. она предсказывает рост реальной заработной платы в 3,14 раза по сравнению с фактическим ростом в 3,02 раза. При этом практически равный вклад в этот рост вносят увеличение производительности труда и снижение безработицы. Модель предсказывает, что при неизменном уровне безработицы и фактической динамике производительности реальная зарплата выросла бы к концу периода на 79%, а при неизменной производительности и фактической динамике безработицы — на 75%. Таким образом, существенное снижение безработицы, сопровождавшее рост производительности труда, удвоило рост реальной зарплаты.

Приведенные расчеты объясняют кажущийся парадокс. Выше отмечалось, что реальная величина заработной платы в российской экономике росла быстрее, чем производительность труда (см. рис. 4). В то же время все полученные оценки коэффициента эластичности зарплаты по производительности (см. табл. 7) существенно ниже 1 — поэтому, казалось бы, первый показатель должен расти медленнее второго. Как мы показали, опережающий рост оплаты труда определялся характером связи между производительностью труда и безработицей в России.

Отметим, что при использовании показателя оплаты труда по системе национальных счетов его отношение к производительности равно удельному весу оплаты труда в ВВП. В рамках спецификации 4 (использующей данный индикатор оплаты труда) справедлив тот же вывод: воздействия динамики производительности и безработицы на оплату труда сопоставимы и их расчетный общий эффект превышает фактическое изменение производительности. Следовательно, наш анализ объясняет повышение отношения оплаты труда к производительности и тем самым впервые — необычную динамику доли оплаты труда в ВВП. Как показано на рисунке 7, этот показатель почти неизменно рос на протяжении последних восьми лет, в отличие от долгосрочной тенденции к его снижению в большинстве стран (Karabarbounis, Neiman, 2013). Поскольку модель роста российской экономики в качестве «побочного эффекта» вызвала повышение удельного веса оплаты труда в ВВП, становится очевидным, что эта модель имела естественные пределы и не могла долго сохраняться в неизменном виде.

Еще один важный урок из проведенного анализа в том, что для получения полной картины, отражающей действие механизмов российского рынка труда, необходимо комплексно рассматривать все каналы связей между показателями. Выше мы указывали, что считаем недостаточно обоснованной общепринятую концепцию «российской модели рынка труда». Можно ли использовать наши новые результаты для проверки этой гипотезы?

Согласно оценкам, представленным в таблице 7, долгосрочная зависимость зарплаты от производительности труда характеризуется (при неизменном уровне безработицы), в зависимости от выбранной спецификации, эластичностью 0,57—0,72. Для сравнения мы представили в таблице 8 опубликованные оценки соответствующих параметров для других стран или их групп, где строились коинтеграционные соотношения, связывающие производительность, зарплату и безработицу (хотя для некоторых стран коэффициент при безработице не значимый и поэтому не включался в окончательное уравнение). В большинстве случаев строились в точности такие же уравнения, как в настоящей работе, в некоторых имелись несущественные модификации.

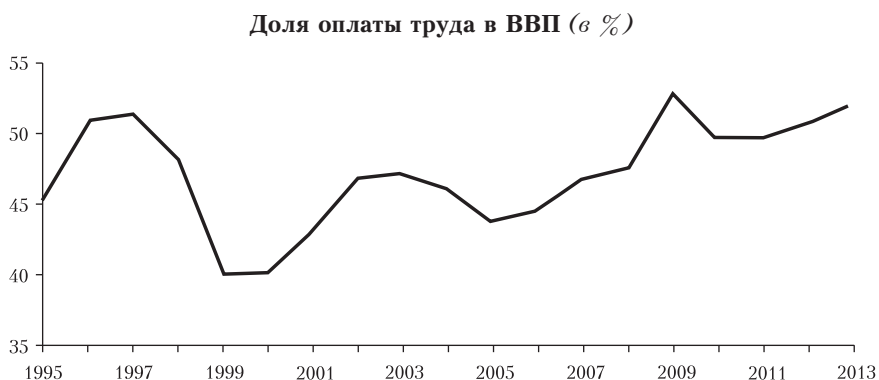


Рис. 7

**Оценка эластичности долгосрочной связи  
между производительностью труда и зарплатой**

Страна	Источник оценки	Период наблюдения	Эластичность зарплаты по производительности труда
1. Малайзия	Goh, Wong, 2010	1970–2005	1,223
2. Великобритания	Pascalau, 2007	1960–2005	1,130
3. Швеция	Pascalau, 2007	1960–2005	0,787
4. Испания	Pascalau, 2007	1960–2005	0,745
5. Россия	Данная работа	1995–2013	0,590
6. ЮАР	Wakeford, 2004	1990–2002	0,580
7. Германия	Pascalau, 2007	1960–2005	0,454
8. США	Pascalau, 2007	1960–2005	0,099
9. Япония	Pascalau, 2007	1960–2005	0,014
10. Панель, включающая 13 стран зоны евро	ECB, 2012	1995–2011	0,605
11. Панель, включающая 19 стран с формирующимся рынком	Klein, 2012	1996–2009	0,480*

\* Коэффициент коинтеграционного соотношения, не включающего безработицу.

Как видно из данных таблицы 8, по показателю эластичности Россия занимает медианную позицию в выборке (как и по величине корреляции между производительностью и зарплатой — см. выше). Зависимость оплаты труда от производительности достаточно выражена (в отличие от США и Японии) и в то же время находится в разумных и безопасных пределах — существенно ниже 1 (чем выгодно отличается от Великобритании и ЮАР). Панельные регрессии по группам стран дают значения, близкие к нашим оценкам эластичности для России. Сравнительный анализ построенных уравнений не поддерживает гипотезу о том, что российский рынок труда выделяется слишком сильной реакцией зарплаты на шоки производительности труда. Иными словами, один из двух основных элементов стандартной концепции «российской модели рынка труда» не находит подтверждения.

Для проверки второго элемента этой концепции, по-видимому, лучше всего подходит межстрановое сопоставление коэффициентов закона Оукена. Для этого мы построили зависимость изменения безработицы  $u$  от темпов роста ВВП  $y$  в постоянных ценах:

$$u_t - u_{t-1} = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где:  $\varepsilon_t$  — случайная ошибка;  $\alpha$  и  $\beta$  — оцениваемые коэффициенты. Коэффициент  $\beta$  называют коэффициентом Оукена. Оценка этого коэффициента для России по годовым данным за период с 1995 по 2013 г. составила  $-0,17$ . (Подробное обсуждение закона Оукена и оценки для различных его модификаций представлены в: Вакуленко, Гурвич, 2015.)

В таблице 9 полученный результат сравнивается с оценками по странам ОЭСР (Kargi, 2014). Как можно видеть, в России реакция безработицы на изменение динамики производства несколько слабее, чем в среднем по странам ОЭСР. Однако то же относится и к другим

## Зависимость безработицы от темпов экономического роста

Страна	Оценка коэффициента $b_1$	Страна	Оценка коэффициента $b_1$
США	-0,45	Мексика	-0,21
Канада	-0,38	Ю. Корея	-0,19
Франция	-0,31	<b>Россия</b>	<b>-0,17</b>
Великобритания	-0,29	Турция	-0,16
ОЭСР в целом	-0,27	Германия	-0,15
Италия	-0,22	Япония	-0,10

Источники: Россия – оценка авторов; остальные страны – Kargi, 2014.

странам с формирующимся рынком. Отметим, что в ряде развитых стран (Германия и Япония) реакция безработицы на замедление/ускорение роста еще слабее.

Подводя итоги, можно констатировать, что российский рынок труда не отличается ни повышенной реакцией зарплаты, ни пониженной реакцией занятости на шоки производительности или объема производства. Межстрановые сравнения говорят скорее о том, что для российского рынка труда в основном характерны типичные (по крайней мере для страны с формирующимся рынком) реакции. Таким образом, российский рынок труда, с точки зрения долгосрочных механизмов, выглядит воплощенной «нормой». Долгосрочные связи устойчивы и значимы (а во многих странах не удастся обнаружить устойчивую связь между размерами безработицы и зарплаты), имеют предсказываемые теорией знаки и направления причинно-следственных связей, по величине находятся в середине диапазонов значений, полученных по различным выборкам, не обнаруживается признаков асимметрии реакции. В целом проведенный анализ не выявил значимых искажений рыночных механизмов.

Полученный вывод может показаться неожиданным. Имеет ли он объективные предпосылки? Известно, что эффективность рынка труда может снижаться из-за ограничения свободы рыночных механизмов в формировании заработной платы и занятости (обзоры публикаций и эмпирических результатов можно найти, в частности, в: ОЭСР, 2013; Agraia, Mourre, 2009; Clar et al., 2007). Как выглядит в этом отношении Россия?

Что касается формирования зарплаты, то степень свободы в российской экономике высокая благодаря сочетанию ряда факторов:

- недостаточно активной роли профсоюзов в формировании оплаты труда (ОЭСР, 2011);

- значительному (более  $\frac{1}{3}$ ) удельному весу в структуре зарплаты премий и других выплат, легко изменяемых в зависимости от показателей деятельности предприятий (Gimpelson, Kapeliushnikov, 2011);

- сравнительно высокой инфляции, позволяющей при необходимости снижать реальную величину зарплаты без изменения ее номинального размера.

По оценкам ОЭСР, степень законодательной защиты занятости в России лишь незначительно превышает средний уровень по 34 стра-

нам, входящим в эту организацию<sup>10</sup>, составляя 2,42 по шкале от 0 до 6 по сравнению с 2,29 в среднем по ОЭСР. Занятость в РФ защищена сильнее, чем в США, Южной Корее или Бразилии, но слабее, чем в Германии, Индии или Китае. Однако, судя по всему, формальные ограничения не оказывают значимого воздействия на политику российских работодателей. При ухудшении показателей работы предприятия, как правило, автоматически снижают зарплату, в результате часть работников добровольно увольняется. Но и без этого администрация имеет широкие возможности регулировать занятость (ОЭСР, 2011).

Другие потенциальные искажения действия механизмов рынка труда в России также сравнительно слабы: установленная минимальная зарплата невелика (в 2013 г. она составила 17% фактической средней зарплаты), пособия по безработице небольшие и предоставляются на ограниченный срок. Можно предположить, что рынок труда в России, в отличие от товарных рынков, избежал избыточного регулирования благодаря тому, что на нем нет больших потенциальных источников «административной ренты». Итак, отсутствуют серьезные институциональные препятствия, ограничивающие эффективность рынка труда, — иными словами, нет оснований воспринимать полученные нами результаты как неожиданность. Что в таком случае можно считать спецификой российского рынка труда? Это должно стать предметом дальнейших исследований.

### Список литературы / References

- Ахундова О. В., Коровкин А. Г., Королев И. Б. (2005). Взаимосвязь динамики ВВП и безработицы: теоретический и практический аспект // Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН / Под ред. А. Г. Коровкина. М.: МАКС Пресс. С. 471–497. [Akhundova O. V., Korovkin A. G., Korolev I. B. (2005). Interrelation of GDP dynamics and unemployment: Theoretical and practical aspect. In: A. G. Korovkin (ed.). *Scientific Works: Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences*. Moscow: MAKS Press, pp. 471–497. (In Russian).]
- Вакуленко Е., Гурвич Е. (2015). Взаимосвязь ВВП, безработицы и занятости: углубленный анализ закона Оукена для России // Вопросы экономики. № 3. С. 5–27. [Vakulenko E., Gurvich E. (2015). The relationship of GDP, unemployment rate and employment: In-depth analysis of Okun's law for Russia. *Voprosy Ekonomiki*, No. 3, pp. 5–27. (In Russian).]
- Гафаров Б. Н. (2011). Кривая Филлипса и становление рынка труда в России // Экономический журнал ВШЭ. № 2. С. 155–176. [Gafarov B. N. (2011). Phillips curve and labour market forming in Russia. *Ekonomicheskii Zhurnal VShE*, No. 2, pp. 155–176. (In Russian).]
- Капелюшников Р. И. (2001). Российский рынок труда: адаптация без реконструкции. М.: Изд. дом ГУ–ВШЭ. [Kapelushnikov R. I. (2001). *Russian labour market: Adaptation without reconstruction*. Moscow: HSE Publ. (In Russian).]
- ОЭСР (2011). Обзоры ОЭСР по рынку труда и социальной политике: Российская Федерация. [OECD (2011). *OECD reviews of labour market and social policies: Russian Federation*. Paris: OECD Publishing.]

<sup>10</sup> База данных ОЭСР по защите занятости. [www.oecd.org/employment/protection](http://www.oecd.org/employment/protection). Содержание и построение показателей, представленных в ней, обсуждаются в: Venn, 2009.

- Abbritti M., Fahr S. (2011). Macroeconomic implications of downward wage rigidities. *ECB Working Paper*, No. 1321, pp. 1–34.
- Andrews D. W. K., Zivot E. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 251–270.
- Arpaia A., Curci N. (2010). EU labour market behaviour during the great recession. *European Economy – Economic Papers*, No. 405, pp. 1–53.
- Arpaia A., Mourre G. (2009). Institutions and performance in European labour markets: Taking a fresh look. *European Economy – Economic Papers*, No. 391, pp. 1–51.
- Blanchard O., Solow R., Wilson B. (2007). *Productivity and unemployment*. Unpublished manuscript, Massachusetts Institute of Technology.
- Blanchard O., Katz L. (1999). Wage dynamics: Reconciling theory and evidence. *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, pp. 69–74.
- Clar M., Dreger C., Ramos R. (2007). Wage flexibility and labour market institutions: A meta-Analysis. *Kyklos*, Vol. 60, No. 2, pp. 145–163.
- Clemente J., Montacés A., Reyes M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, Vol. 59, No. 2, pp. 175–182.
- Darius R., Nkusu M., Thomas A. et al. (2010). Cross-cutting themes in employment experiences during the crisis. *IMF Staff Position Note*. No. SPN/10/18.
- Dohmen T., Lehmann H., Schaffer M. (2014). Wage policies of a Russian firm and the financial crisis of 1998: Evidence from personnel data – 1997 to 2002. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 67, No. 2, pp. 504–531.
- ECB (2012). Euro area labour markets and the crisis. *Occasional Paper Series*, No. 138.
- Eichhorst W., Feil M., Marx P. (2010). Crisis, what crisis? Patterns of adaptation in European labor markets. *IZA Discussion Paper*, No. 5045, pp. 1–33.
- Gali J. (1996). Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? *NBER Working Paper*, No. 5721.
- Gimpelson V., Lippoldt D. (2000). *The Russian labour market: Between transition and turmoil*. L.: Roman & Littlefield.
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2011). Labor market adjustment: Is Russia different? *IZA Discussion Paper*, No. 5588.
- Goh S. K., Wong K. N. (2010). Analyzing the productivity-wage-unemployment nexus in Malaysia: Evidence from the macroeconomic perspective. *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 53, October, pp. 145–156.
- Hansen B. E. (1996). Estimation of TAR models. *Boston College Working Papers in Economics*, No. 325.
- Harris R, Silverstone B (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 2, pp. 1–13
- Ibragimov M., Karimov J., Permyakova E. (2012). Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *EERC Working Paper*, No E13/04.
- IMF (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's law and beyond. In: *World economic outlook: Rebalancing growth*. Ch. 3. Washington, DC: International Monetary Fund, pp. 87–126.
- Karabarbounis L., Neiman B. (2013). The global decline of the labor share. *NBER Working Paper*, No. 19136.
- Kargi B. (2014). Okun's law and long term co-integration analysis for OECD countries (1987–2012). *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 119, February, pp. 77–85.
- Klein N. (2012). Real wage, labor productivity, and employment trends in South Africa: A closer look. *IMF Working Paper*, No. WP/12/92.
- Konings J., Lehmann H. (2002). Marshall and labor demand in Russia: Going back to basics. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 30, No. 1, pp. 134–159.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1–3, pp. 159–178.
- Layard R., Richter A. (1995). Labour market adjustment – the Russian way. In: A. Åslund (ed.). *Russian economic reform at risk*. London: Pinter, pp. 119–148



- Meager N., Speckesser S. (2011). *Wages, productivity and employment: A review of theory and international data*. European Employment Observatory Thematic Expert ad-hoc Paper. Institute for Employment Studies.
- Millea M. (2002). Disentangling the wage–productivity relationship: Evidence from select OECD member countries. *International Advances in Economic Research*, Vol. 8, No. 4, pp. 314–323.
- OECD (2013). Protecting jobs, enhancing flexibility: A new look at employment protection legislation. Ch. 2 In: *OECD employment outlook 2013*. Paris: OECD Publishing, pp. 65–126.
- Pascalau R. (2007). Productivity shocks, unemployment persistence, and the adjustment of real wages in OECD countries. *MPRA Paper*, No. 7222.
- Shapiro C., Stiglitz J. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, pp. 433–444.
- Venn D. (2009). Legislation, collective bargaining and enforcement. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 89.
- Wakeford J. (2004). The productivity–wage relationship in South Africa: An empirical investigation. *Development Southern Africa*, Vol. 21, No. 1, pp. 109–132.
- Woitek U. (2004). Real wages and business cycle asymmetries. *CES IFO Working Paper*, No. 1206.
- 

## Modeling the Mechanisms of Russian Labor Market

*Elena Vakulenko<sup>2</sup>, Evsey Gurvich<sup>2,\*</sup>*

*Authors affiliation:* <sup>1</sup> National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia); <sup>2</sup> Economic Expert Group (Moscow, Russia).

\* Corresponding author, email: egurvich@eeg.ru.

We investigate the relationship between the key labour market indicators: productivity, real wages, and unemployment rate. The analysis is based on quarterly data for the period Q1 1995 to Q3 2013. The period free of crises (early 1999 to mid-2008) is additionally considered to check the crisis effects. We estimate vector error correction model (VECM). Cointegration was found among the main labour market variables. The model coefficient signs fully corresponded to the economic logic, and their magnitudes were almost identical for both time spans. No significant asymmetry to positive and negative deviations from the long-term trend was revealed at the Russian labour market. The model has allowed to measure contribution of different channels to the wage growth. We find that productivity growth and decline in unemployment had similar impact on the wage change over the period under consideration. Our results explain thus the observed unusual trend of marked increase of the wage share in GDP. Contrary to standard beliefs, cross-country comparisons do not show an increased reaction of wages or weak reaction of employment to productivity or output shocks.

*Keywords:* labour market, wage, unemployment rate, labour productivity.

*JEL:* E24, J01