

Е.С. Вакуленко  
НИУ ВШЭ, Москва

Е.Т. Гурвич  
Экономическая экспертная группа, НИФИ, Москва

## Гибкость реальной заработной платы в России: сравнительный анализ<sup>1</sup>

**Аннотация.** В статье количественно оценивается эластичность реальной заработной платы по уровню безработицы. Полученные оценки сопоставляются со значениями эластичности в других странах (как развитых, так и странах с переходной экономикой). Для большей достоверности результатов рассматриваются три эконометрические спецификации зарплатной кривой Филлипса, которые применялись для анализа гибкости заработной платы в межстрановых эмпирических исследованиях. Одна из моделей использует данные по регионам, две другие – данные по стране в целом. Полученные результаты показали, что эластичность реальной заработной платы по уровню безработицы для России, независимо от ее способа оценки, оказывается существенно выше (по абсолютной величине), чем во всех или почти всех других странах, для которых имеются аналогичные оценки. Это позволяет сделать вывод о высокой гибкости реальной заработной платы как о важном общем свойстве российского рынка труда. Тем самым мы получаем объяснение устойчиво низкого уровня безработицы в последние годы, несмотря на серьезный спад производства.

**Ключевые слова:** кривая Филлипса, гибкость заработной платы, Россия, уровень безработицы, сравнительный анализ.

Классификация JEL: E23, O57.

### 1. Введение

Даже беглый анализ показывает наличие кардинальных различий между ситуацией на рынках труда разных стран. Так, по данным Евростата<sup>2</sup>, средний за 2010–2014 гг. уровень безработицы в европейских странах составлял от 3,4% рабочей силы (Норвегия) до 23,3% (Испания), масштабы колебаний (различие максимальной и минимальной величины рабочей силы за десятилетие 2005–2014 гг.) для Греции достигали почти 20 п.п., а для Австрии – лишь 1,5 п.п. Различия были значительными даже для стран, относящихся к одной категории. Так, среди переходных экономик наименьший средний уровень безработицы имела Чехия (6,8%), а наибольший – Словакия (13,9%) и Хорватия (15,2%). Среди стран данной группы Россия имеет самый низкий уровень безработицы (6,0% в среднем за 2010–2014 гг.) при умеренной его вариации (3,0 п.п. за десятилетие).

Наиболее общими причинами наблюдаемых различий на рынках труда служат институциональные условия, в которых действуют эти рынки (Blanchard, Wolfers, 2000; Clar et al., 2007; Argaia, Mourge, 2009). Под этим понимается широкий набор факторов, включающий распространенность и степень влияния профсоюзов, практику относительно централизованного заключения соглашений между представи-

<sup>1</sup> Исследование выполнено в Экономической экспертной группе при финансовой поддержке Российского научного фонда (грант №14-18-03666).

<sup>2</sup> См. [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment\\_statistics](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment_statistics).

телями работников и работодателей, регулирование процессов найма и увольнения работников, налогообложения рынка труда и т.п. Часть таких условий (прежде всего законодательно принятые нормы) поддается сравнительно быстрому реформированию, а часть отражает внутренние свойства экономики (например, мобильность рабочей силы) и поэтому более инерционна. Применительно к странам с переходной экономикой причины различного развития ситуации на рынках труда рассматриваются в работах (Huber, 2007; Bah, Brada, 2014).

Основные свойства национальных рынков труда принято в агрегированном виде характеризовать как различные виды гибкости. Согласно (Agraia, Pichelmann, 2007) этот термин применяется для обозначения разных видов реакции:

- 1) *номинальной заработной платы на изменение уровня цен* – слабая или медленная реакция говорит о высокой инерции в формировании заработной платы. Негибкость номинальной заработной платы открывает возможность регулирования ее величины за счет мер монетарной политики: увеличение инфляции в этом случае снижает величину реальной заработной платы и тем самым помогает адаптироваться к негативным шокам без резкого повышения безработицы. При этом, как правило, изменение заработной платы в ответ на изменение цен происходит несимметрично – снижение цен сказывается на заработной плате значительно слабее, чем такой же рост цен;
- 2) *реальной величины заработной платы на изменение основных показателей рынка труда*: производительности или безработицы – такая гибкость определяет способность рынка труда быстро и эффективно адаптироваться к шокам. Сохранение экстремально высокой безработицы в нескольких европейских странах через пять лет после Великой рецессии свидетельствует об очень низкой гибкости их рынков труда в данном понимании этого термина;
- 3) *заработной платы на изменение структуры спроса на труд или его предложения* – данный аспект гибкости важен, когда возникает необходимость в перераспределении рабочей силы между секторами или регионами. Так, при смещении структуры спроса между торгуемой и неторгуемой продукцией восстановление равновесия на рынках товаров и услуг требует изменения соотношений цен и заработной платы. Важной частью механизма структурной адаптации может служить изменение номинального обменного курса, при низкой гибкости обменного курса гибкость рынка труда становится особенно важной.

Основная цель настоящего исследования состоит в получении качественной оценки степени гибкости реальной заработной платы по уровню безработицы. Это требует решения следующих задач: 1) оценка эластичности реальной заработной платы по уровню безрабо-

тицы для России; 2) сравнение полученных оценок с аналогичными значениями для других сопоставимых стран; 3) получение надежных (робастных) выводов о гибкости российского рынка труда. Наша стратегия состоит в выборе нескольких базовых моделей, каждая из которых применялась для оценки эластичности реальной заработной платы той или иной выборки стран (фактически были отобраны три модели). После этого для каждой из таких моделей решаются задачи 1 и 2. Использование для сравнения оценок, построенных на основе различных моделей, должно повысить надежность общих выводов относительно свойств российского рынка труда.

Отметим, что еще в 1995 г. была высказана гипотеза о том, что российский рынок труда отличается тем, что адаптация к негативным шокам происходит в основном за счет заработной платы, а не безработицы (Layard, Richter, 1995). Позже дополнительные аргументы в поддержку данной гипотезы приводили (Gimpelson, Lippoldt, 2000; Gimpelson, Kapelyushnikov, 2011) и другие авторы. Как отмечалось выше, такое поведение при определенных условиях может быть характерно для рынков труда с высокой гибкостью реальной заработной платы. При этом очевидно, что не только отдельные наблюдения, относящиеся к первым годам рыночных реформ, но и последующие точечные наблюдения (например, касающиеся периода финансового кризиса 2008–2009 гг.) служат лишь слабыми свидетельствами, а не доказательствами тех или иных устойчивых свойств российского рынка труда. Помимо очевидного факта, что такими доказательствами вообще могут выступать только результаты эконометрического анализа всей совокупности имеющихся наблюдений, необходимо учитывать специфику российской ситуации.

Наблюдения, на которых основаны представления о российской модели рынка труда, относятся к уникальным периодам с уникальными условиями. В начале 1990-х годов на начальном этапе рыночных реформ предприятия только вырабатывали новые механизмы поведения, продолжая во многом руководствоваться старыми правилами, одно из которых требовало сохранения любой ценой наиболее дефицитного ресурса – квалифицированных работников.

Необходимо учитывать, что рациональный выбор реакции на шоки не является универсальным, а зависит от макроэкономической ситуации. В частности, важен уровень инфляции: если она велика, то адаптацию целесообразно проводить преимущественно за счет падения реальной заработной платы, в противном случае – основной вклад в адаптацию может вносить сокращение занятости (Calvo et al., 2012).

Как показано в ряде исследований (см. например, (IMF, 2009; Darius et al., 2010)), в ходе международного финансового кризиса рынки труда в большинстве стран продемонстрировали нестандартную реакцию, что объяснялось уникальными размерами испытанных шоков. Основное отличие состояло в меньшем, чем можно было

ожидать, сокращения численности занятых. В частности, адаптация Германии, Италии, Японии и ряда других стран мало отличалась от адаптации российского рынка труда (Eichhorst et al., 2010).

Таким образом, принятые представления о российской модели рынка труда могут отражать не базовые свойства нашей экономики, а лишь особенности ситуации в начале 1990-х годов и в 2008–2009 гг.

Дальнейшее изложение построено следующим образом. В разд. 2 дается обзор литературы и немногочисленных исследований, относящихся к российской экономике. В разд. 3 описываются используемые данные и проводится их предварительный анализ. Разд. 4 содержит описание базовых моделей, результаты их оценивания на российских данных и сопоставление полученных оценок со значениями эластичности, найденными для других стран. Разд. 5 посвящен обсуждению результатов, в разд. 6 формулируются основные выводы.

## 2. Обзор литературы

Существует два основных подхода к количественному измерению гибкости заработной платы, один из которых основывается на микроэкономическом, а второй на макроэкономическом анализе.

Первый подход предполагает построение кривой заработной платы – зависимости заработной платы от уровня безработицы на местном рынке труда при прочих равных условиях (образовании, опыте работника и т.д.). В работе (Blanchflower, Oswald, 1994) авторы оценили микроэкономическую эластичность реальной заработной платы в зависимости от уровня безработицы для 16 стран и пришли к выводу, что ее значения для всех стран близки к  $-0,1$ . Это означает, что удвоение безработицы снижает реальную заработную плату на 10%. Авторы трактовали полученную оценку эластичности как универсальную константу, а построенную связь между заработной платой и безработицей – как эмпирический закон экономики. Однако последующие исследования выявили значительные различия в уровне микроэкономической эластичности. В работе (Blanchflower, 2001) кривые заработной платы были оценены для 23 стран с переходной экономикой. Значения эластичности заработной платы оказались в диапазоне от  $-0,02$  до  $-0,5$ .

Макроэкономические оценки, как правило, основаны на модели зарплатной кривой Филлипса (Blanchard, Katz, 1999):

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

где  $w_t$  – номинальная заработная плата;  $p_t(p_t^e)$  – фактический (ожидаемый) уровень цен;  $y_t$  – реальная величина производительности труда;  $u_t$  – уровень безработицы в момент  $t$ ;  $\alpha$ ,  $\beta$  и  $\gamma$  – оцениваемые коэффициенты;  $\varepsilon$  – случайная ошибка. Соотношение (1) учитывает отрицательную связь между реальной заработной платой и безработицей (чем выше уровень безработицы, тем меньше переговорная сила работников и, следовательно, ниже реальная заработная плата)

и согласующееся с теорией поиска и подбора предположение о зависимости резервной заработной платы от предшествующей величины реальной заработной платы и реальной величины производительности труда. Коэффициент  $\gamma$  уравнения (1) характеризует гибкость реальной заработной платы по безработице.

В эмпирических работах в правую часть иногда включают изменение безработицы и пользуются разными лаговыми структурами для переменных. Из-за этого оцениваемые спецификации могут различаться. Как показано в (Folmer, 2009; Deelen, Verbeek, 2015), оценки могут быть очень чувствительны к выбору модели.

Для иллюстрации последствий различных видов ригидности рынка труда (Blanchard, 2006) построил модель, в которой в ответ на снижение производительности равновесный (естественный) уровень безработицы временно повышается, а затем возвращается на прежний уровень. При этом негибкость реальной заработной платы по безработице усиливает влияние шока на безработицу (т.е. степень роста безработицы), а медленная адаптация ожидаемого уровня производительности (учитываемого при формировании резервной заработной платы) к ее фактическому значению увеличивает длительность последствий шока (т.е. время возврата к естественному уровню безработицы).

Различия между микроэкономическим и макроэкономическим подходами не сводится к использованию разных данных и моделей, но носят принципиальный характер. Первый подход увязывает уровень оплаты труда и безработицы, т.е. изучает связь между их равновесными значениями. Второй подход измеряет зависимость изменения заработной платы и безработицы, следовательно, описывает процесс адаптации рынка труда к шокам.

Существует большое число эмпирических работ, в которых оценивается гибкость страновых рынков труда на основе зарплатных кривых Филлипса. С точки зрения настоящего исследования наибольший интерес представляют работы, в которых такие оценки строятся для больших групп стран.

В (Poeck, Veiner, 2007) были построены оценки для панели, включающей 9 ведущих стран ЕС и 4 страны Центральной и Восточной Европы (ЦВЕ). На основе полученных результатов были выделены пять групп со следующей общей характеристикой рынка труда:

- а) отсутствие гибкости (Словакия),
- б) низкая гибкость (Дания, Испания, Португалия),
- в) средняя гибкость (Бельгия, Германия, Италия, Польша, Франция),
- г) относительно высокая гибкость (Великобритания, Нидерланды, Чехия),
- д) наиболее высокая гибкость (Венгрия).

Кроме того, был сделан вывод о том, что переходные экономики ЦВЕ имеют в целом более гибкое формирование реальной заработной платы, чем развитые страны ЕС. Анализ показателей без-

работицы продемонстрировал, что предложенная классификация в целом согласуется с показателями безработицы в первой половине 2000-х годов. Исключением можно считать Данию, имевшую низкую безработицу, несмотря на негибкий рынок труда. А некоторые страны (Германия, Польша) смогли существенно снизить безработицу в последующий период – по всей видимости, им удалось значительно повысить гибкость своих рынков труда.

Оценки гибкости заработной платы по уровню безработицы, построенные в (Agraia, Pichelmann, 2007) для развитых стран Европы, лишь частично согласуются с выводами (Poesck, Veiner, 2007). В обеих работах Бельгия, Германия и Италия попадают в число стран со средней, а Испания – с низкой гибкостью рынка труда. Однако в (Poesck, Veiner, 2007) гибкость рынка труда в Нидерландах и Франции оценивается как низкая, а в Португалии, напротив, как высокая. Это подтверждает отмеченную выше чувствительность оценок гибкости к деталям спецификации и метода построения моделей, а также периода, за который берутся данные. Для того чтобы учесть это обстоятельство, мы проводим сопоставление оценок гибкости с использованием нескольких моделей.

Публикации по рассматриваемой тематике, относящиеся к России, очень немногочисленны.

Вероятно, первой была работа (Blanchflower, 2001), где для России были получены противоречивые результаты. В зависимости от источника данных и метода анализа оценки эластичности заработной платы по безработице составляли от  $-0,07$  (что несколько ниже типичного уровня  $-0,1$ ) до  $-0,29$ , что значительно выше средних значений. Таким образом, эти результаты не позволяют высказать даже качественных суждений о гибкости российского рынка труда по сравнению с другими.

В работе (Шилов, Меллер, 2008) авторы построили кривую заработных плат по региональным панельным данным за 1995–2005 гг. В качестве основного показателя использовалась заработная плата, выраженная в долларах (что авторы объяснили тем, что в условиях высокой и непредсказуемой инфляции переговоры о заработной плате, выраженной в национальной валюте, неэффективны), а для сравнения – в номинальных рублях. В результате была получена значимая отрицательная связь между заработной платой и безработицей, с эластичностью во всех вариантах близкой к  $-0,1$ . Авторы сделали вывод о том, что степень ригидности российского рынка труда соответствует общеевропейской (исходя из цитированной ранее позиции (Blanchflower, 2001)).

В работе (Гафаров, 2011) оценивалась кривая Филлипса по российским данным за 2000–2010 гг. Авторы получили отрицательную взаимосвязь между безработицей и различными индикаторами инфляции, включая темпы роста удельных издержек на труд. Полученный резуль-

тат свидетельствует о том, что в первой половине 2000-х годов в России начал действовать механизм, описываемый кривой Филлипа. Однако данная работа не позволяет судить об относительной степени гибкости российского рынка труда, так как в ней и не ставилась такая задача.

В работе (Вакуленко, Гурвич, 2015) было построено коинтеграционное соотношение между реальной заработной платой, производительностью труда и безработицей для периода 1995–2013 гг. Авторы получили для полуэластичности реальной заработной платы по уровню безработицы значения, близкие к  $-0,1$ . Было показано, что изменение безработицы объясняло примерно половину наблюдавшегося за анализируемый период роста реальной заработной платы, и именно этим определялась тенденция роста оплаты труда в структуре ВВП. При этом в работе не проводился межстрановой анализ гибкости реальной заработной платы по уровню безработицы.

### 3. Данные и предварительный анализ

В настоящей работе используются квартальные данные для России и годовые данные для отдельных регионов. Источником данных о численности занятых, уровне безработицы по методологии МОТ, номинальной заработной плате, ВВП, индексах потребительских цен и цен производителей служат официальные данные Росстата<sup>3</sup>. Величина реальной заработной платы определялась дефлированием на ИПЦ (в качестве базового при этом брался 2008 г.). Реальная производительность строилась как отношение реального ВВП (получаемого дефлированием номинального объема ВВП на ИПЦ) к численности занятых в экономике. Индекс цен производителей промышленных товаров брался базовый, рассчитанный по отношению к 2008 г.

Динамика ключевых для нашего анализа показателей (изменения реальной заработной платы к соответствующему кварталу предыдущего года и уровня безработицы) представлена на рис. 1.

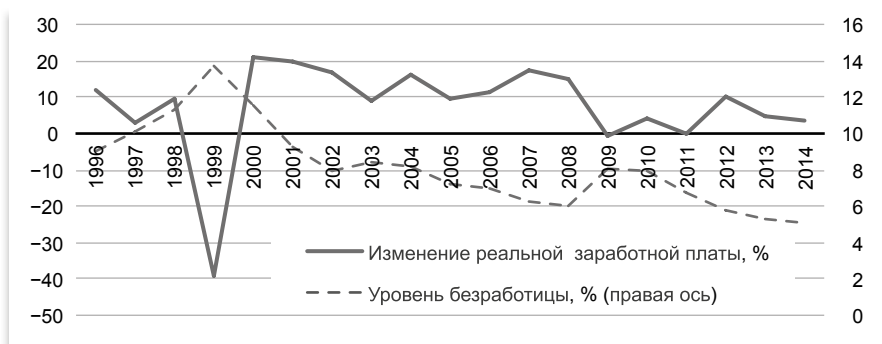


Рис. 1

*Динамика изменения реальной заработной платы и уровня безработицы по методологии МОТ, %*

<sup>3</sup> См. сборники «Регионы России» разных лет и ЦБСД (Центральная база статистических данных Росстата [www.gks.ru](http://www.gks.ru)).



До начала 1998 г. рост заработной платы сочетался с повышением уровня безработицы. Можно предположить, что в этот период еще продолжался процесс формирования механизмов российского рынка труда. В последующие годы динамика двух ключевых показателей была зеркальной, причем реакция на кризисные шоки происходила синхронно. После шока, испытанного в 1998 г., уровень безработицы достиг пика в I квартале 1999 г. (14,3%) и после этого сразу стал снижаться. После финансового кризиса 2008–2009 гг. безработица также достаточно быстро перешла от роста к снижению, и к концу анализируемого периода она упала до 5,5%, что, по оценкам, близко к естественному уровню.

Приведенный график на рис. 1 иллюстрирует наблюдения ряда авторов, отмечавших, что лишь в 2000-е годы сложились устойчивые механизмы российского рынка труда. Так, по мнению Б.Н. Гафарова (Гафаров, 2011), в 1990-е и начале 2000-х годов в России действовала особая переходная модель рынка труда. На это же указывает отмеченное снижение естественного уровня безработицы в России в первой половине 2000-х годов (Брагин, Осаковский, 2004; Шилов, Меллер, 2008). Поэтому в нашем анализе мы рассматриваем только 2000-е годы.

График на рис. 1 не позволяет наглядно увидеть кривую Филлиппса, поскольку не отражает значения других переменных, оказывающих влияние как на заработную плату, так и на безработицу. Поэтому мы переходим к оцениванию кривой Филлиппса эконометрическими методами.

В качестве первого шага эмпирического анализа исследуемые ряды были проверены на стационарность. Во всех случаях используемые тесты не отвергли гипотезу о наличии одного единичного корня. Этот факт учитывался при моделировании: большинство переменных включались в модели в первых разностях. Однако уровень безработицы, несмотря на выводы тестов, включался в модели в уровнях. Основания для этого дает базовая теоретическая концепция формирования безработицы (наличие у нее естественного уровня), которая подразумевает стационарность данного показателя. Эмпирические исследования почти неизменно подтверждают стационарность рядов безработицы как для развитых, так и для развивающихся стран (Khraief et al., 2015; Fuguoka, 2014; Yilanci, 2008). Все это позволяет предположить, что использованные нами для проверки стационарности безработицы тесты имеют недостаточную мощность при ограниченном числе наблюдений.

#### **4. Оценки зарплатной кривой Филлиппса для России**

Рассмотрим по очереди каждую из трех базовых моделей.

##### **4.1. Модель 1**

В работе (Poesck, Veiner, 2007) кривая Филлиппса оценивается по спецификации



$$\Delta(w_t - pc_{t-1}) = c + \alpha \Delta^2 pc_t + \beta u_t + \varphi(w_{t-1} - pc_{t-1} - z'_{t-1}) + \delta \Delta z_t + \theta(\Delta p_t - \Delta pc_t) + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Здесь и далее знак  $\Delta$  обозначает первую разность переменной, например,  $\Delta w_t = w_t - w_{t-1}$ ;  $w$  – логарифм номинальной заработной платы; знак  $\Delta^2$  – вторая разность,  $pc$  – логарифм базового ИПЦ;  $p$  – логарифм базового индекса цен производителей;  $z$  – логарифм реальной производительности труда;  $u$  – уровень безработицы;  $w_{t-1} - pc_{t-1} - z'_{t-1}$  – коррекция ошибками (error correction),  $z'$  – тренд логарифма реальной производительности, полученный с помощью фильтра Ходрика–Прескотта;  $\varepsilon$  – случайная ошибка,  $\beta$  – коэффициент гибкости заработной платы по уровню безработицы;  $\alpha$ ,  $\varphi$ ,  $\delta$  и  $\theta$  – оцениваемые коэффициенты.

Уравнение (2) фактически представляет модель адаптивных ожиданий. Оно теоретически обосновывается как результат переговорного процесса (Knoester, Windt, 1987): рост заработной платы в частном секторе  $\Delta w$  является результатом переговоров между профсоюзами и работодателями. Профсоюзы требуют компенсации при росте потребительских цен  $\Delta pc$  и росте производительности труда в частном секторе  $\Delta z$ . Предложение заработной платы от работодателей основывается на предельной производительности труда из условий максимизации прибыли фирмы, поэтому изменение заработной платы включает компенсацию за изменение цен производителей  $\Delta p$  и производительности труда  $\Delta z$ . Кривая Филлипса выводится из предположения, что переговорная сила профсоюзов и работодателей зависит от ситуации на рынке труда, другими словами, давление со стороны спроса  $u$ , т.е. от уровня безработицы. По сути (2) – это модель коррекции ошибками, коэффициенты которой показывают краткосрочные взаимосвязи между переменными. В нашем случае подобная спецификация оправдана, так как все исследуемые ряды являются нестационарными.

Модель (2) оценивается нами на квартальных данных, сглаженных на сезонность процедурой TRAMO, за период с I квартала 1999 по I квартал 2014 г. Однако для того чтобы избежать потенциальной эндогенности в модели, авторы статьи (Poeck, Veiner, 2007) предложили для уровня безработицы брать в качестве инструмента первый лаг уровня безработицы. Кроме того, они включили в модель первую разность уровня безработицы  $\Delta u$ .

Полученные результаты оценивания модели (2) представлены в Приложении в табл. П1. Заметим, что при этом нет проблем с автокорреляцией остатков. Вслед за авторами статьи (Poeck, Veiner, 2007) мы используем метод инструментальных переменных (столбец 1). Однако инструмент оказался не экзогенным согласно тесту Ву–Хаусмана ( $p\text{-value}=0,73$ ), поэтому модель (2) была также построена с помощью обычного МНК (столбец 2) и с включением первой раз-

ности уровня безработицы (столбец 3). Коэффициент при уровне безработицы, как и предполагает теория, оказался отрицательным, а его значения составили от  $-0,93$  (столбец 1) до  $-1,29$  (столбец 2). Другими словами, рост уровня безработицы на 1 п.п. уменьшает реальную заработную плату на  $0,93\%$  ( $1,29\%$ ). Как мы видим, результаты оценивания МНК дают еще больший коэффициент, чем модель с инструментальными переменными. Если сравнить полученные оценки с другими странами (Приложение, табл. П2), оказывается, что Россия имеет самую высокую полуэластичность реальной заработной платы по уровню безработицы: она примерно в 2,5 раза больше, чем в среднем по другим странам с перезодной экономикой и в четыре с лишним раза больше, чем в среднем в развитых странах. Сравниться с Россией может только Венгрия, имеющая полуэластичность  $-0,81\%$ <sup>4</sup>. Таким образом, можно заключить, что по введенной выше классификации Россия вместе с Венгрией должна быть отнесена к группе стран с наиболее высокой гибкостью заработной платы.

#### 4.2. Модель 2

В статье (Agraia, Pichelmann, 2007) оценивалась другая спецификация кривой Филлипса:

$$\Delta^2 \omega_t = \mu \gamma \alpha - \gamma \Delta \omega_{t-1} + \rho (\Delta^2 z_t - \Delta w s_{t-1}) + \gamma \rho (\Delta z_{t-1} - w s_{t-2}) - \beta \Delta u_t - \gamma \beta u_{t-1} + \xi_t. \quad (3)$$

Здесь  $\Delta^2 \omega_t = \Delta \omega_t - \Delta \omega_{t-1}$ ,  $\omega$  – реальная заработная плата;  $w s_{t-1} = \omega_{t-1} - z_{t-1}$  – коррекция ошибками (error correction), остальные переменные имеют такой же смысл, как в модели (1) выше:  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\mu$  и  $\rho$  – оцениваемые коэффициенты,  $\xi$  – случайная ошибка. Данная модель также выводится из модели (Blanchard, Katz, 1999), для которой резервная заработная плата определяется как среднее взвешенное лагированной реальной заработной платы и реальной производительности, а инфляционные ожидания моделируются как адаптивные. Содержательным отличием данной модели является то, что здесь не включаются различия между потребительскими ценами и ценами производителей (торговый эффект), как в предыдущей модели. С технической точки зрения в модели (3) несколько иначе выписывается лаговая структура (модель с распределенными лагами), нежели в модели (2).

Модель (3) оценивается на квартальных данных, сглаженных на сезонность процедурой TRAMO, за период с I квартала 2000 по I квартал 2014 г. Хотя авторы статьи (Agraia, Pichelmann, 2007) выводят спецификацию (3) из теоретических моделей (Booth, 1995; Pissarides, 1997) и получают ограничения на коэффициенты, фактически они оценивают модель без ограничений. Разные аспекты гибкости рынка труда описываются тремя коэффициентами модели (3):  $\beta$ ,  $\gamma$  и  $\rho$ . Коэффициент  $\beta$ , как и ранее, показывает гибкость заработной платы по уровню безработицы. Коэффициент  $\gamma$  измеряет степень подстройки номинальной заработной платы к лагированной инфляции.

<sup>4</sup> В (Poesck, Veiner, 2007) авторы оценивали модель (2) на панели стран, вводя дамми-переменные на коэффициент при уровне безработицы, что дало нам возможность сопоставить оценки отдельно для каждой из стран в выборке.

Этот коэффициент описывает номинальную жесткость заработной платы. Он определяется в уравнении ожидаемой инфляции с адаптивным механизмом подстройки  $\pi_t^e = \gamma\pi_{t-1} + (1-\gamma)\pi_{t-1}^e$ , где  $\pi_t^e$  – ожидаемая инфляция. Коэффициент  $\rho$  показывает эффект шоков торговой наценки (mark-up) или спроса на труд для соотношения между реальной заработной платой и производительностью труда.

Результаты оценивания модели (3) представлены в Приложении в табл. П3. Разные столбцы соответствуют моделям с различной лаговой структурой переменных, аналогично столбцам табл. 1 и 2 в статье (Agraia, Pichelmann, 2007). Полученные результаты свидетельствуют о наличии номинальной жесткости заработной платы. Коэффициент  $\gamma = -1,07$ , что по абсолютной величине больше, чем в других странах (Приложение, табл. П4). Это означает, что рост заработной платы в предыдущем году при прочих равных условиях полностью переносится в текущий рост заработной платы. Заметим, что в работе (Иванова, 2016) подобный коэффициент также был высоким и составил около 80% в модели краткосрочной подстройки при несколько иной спецификации модели.

Особое внимание следует обратить на коэффициент  $\beta$ , который равен  $-1,22$ , что опять свидетельствует о более высокой эластичности реальной заработной платы по сравнению с другими странами (Приложение, табл. П4). Для сравнения – среди включенных в выборку стран наибольший по абсолютной величине коэффициент имеет Австрия ( $-1,17$ ). Следовательно, снова подтверждается более высокая гибкость заработной платы по уровню безработицы в России.

### 4.3. Модель 3 (региональные сопоставления)

Учитывая значительные межрегиональные различия показателей рынка труда в России (Guriey, Vakulenko, 2012), представляется целесообразным оценить гибкость заработной платы по региональным данным. В статье (Huber, 2004) для определения гибкости реальной заработной платы по уровню безработицы оценивается модель на региональных данных разных стран:

$$\Delta \omega_{i,t} = \eta_i + \phi_1 u_{i,t} + \phi_2 u_{i,t-1} + \phi_3 X_{i,t} + \zeta_{i,t}, \quad (4)$$

где  $\omega_{i,t}$  – это логарифм реальной заработной платы в регионе  $i$  в году  $t$ <sup>5</sup>;  $X_{i,t}$  – вектор контрольных переменных (логарифм доли занятых в сельском хозяйстве и логарифм доли занятых в промышленности);  $\eta_i$  – фиксированный эффект региона;  $u_{i,t}$  – уровень безработицы в регионе  $i$  в году  $t$ ;  $\zeta_{i,t}$  – случайная ошибка;  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  – оцениваемые коэффициенты. Автор дополнительно включает в модель национальный уровень безработицы, что позволяет учесть возможные взаимосвязи между региональными рынками труда (Jimeno, Bentolila, 1998) и сделать коррекцию на связанное с этим смещение в оценках коэффициентов. В качестве контрольных переменных в модель включается также численность населения в регионе. Если  $\phi_2 = 0$ , уравнение

<sup>5</sup> Номинальная заработная плата дефлировалась на ИПЦ в соответствующем регионе.

(4) представляет взаимосвязь между темпами роста заработной платы и уровнем безработицы, т.е. кривую Филлипса. Если  $\phi_1 = -\phi_2$ , то уравнение (4) превращается во взаимосвязь между темпами роста заработной платы и изменением уровня безработицы, т.е. уравнение установления заработной платы (wage-curve setting). Данные ограничения на коэффициенты тестировались в нашей работе.

Модель (4) оценивалась на годовых данных для панели 78 российских регионов за период 2002–2010 гг. Из рассмотрения были исключены Чеченская Республика и Республика Ингушетия – из-за проблем со статистикой в этих регионах, а также автономные округа: Ненецкий, Коми-Пермяцкий, Ханты-Мансийский, Ямало-Ненецкий, Таймырский, Эвенкийский, Усть-Ордынский Бурятский, Агинский-Бурятский и Корякский, которые являются частью других регионов.

Результаты оценивания модели (4) представлены в Приложении, табл. П5. Спецификация (3) отличается от (2) исключением национального уровня безработицы, а в (4) по сравнению с (2) добавлена переменная «Численность населения в регионе». Национальный уровень безработицы оказывается устойчиво значимым и имеет отрицательный коэффициент. Увеличение национального уровня безработицы на 1 п.п. ведет к снижению темпов роста заработной платы на 3,3%<sup>6</sup>. В тех случаях, когда в модель включается национальный уровень безработицы (спецификации (2) и (4)), региональный уровень безработицы в текущем периоде оказывается незначимым. Таким образом, на темпы роста заработной платы в регионе значимое воздействие оказывает конъюнктура общенационального, а не местного рынка труда. Этот результат согласуется с результатами работы (Вакуленко, 2015), где показано, что региональные рынки труда в России сильно взаимосвязаны и федеральная политика оказывает большее влияние на рынок труда региона, нежели региональная политика. Если же из модели исключить национальный уровень безработицы, то региональный уровень безработицы в текущем периоде становится значимым и также имеет отрицательный коэффициент, но этот коэффициент гораздо ниже, чем при национальном уровне безработицы. Во всех спецификациях значимым оказывается также первый лаг регионального уровня безработицы с положительным коэффициентом. Таким образом, гипотеза о том, что  $\phi_2 = 0$ , отвергается, но при этом отвергается также гипотеза  $\phi_1 = -\phi_2$ . Следовательно, полученную модель нельзя отнести ни к одному из уравнений предложенного типа. Это связано с тем, что региональные рынки труда в России сильно взаимосвязаны.

Сравним полученные результаты с результатами по другим странам (табл. П6 в Приложении). В большинстве представленных стран значим национальный уровень безработицы и незначим текущий уровень региональной безработицы. Исключения составляют Болгария и Чехия, где значимы оба коэффициента. Однако в Болгарии нацио-

<sup>6</sup> В этой модели уровень безработицы измерен в процентах.

нальный уровень безработицы имеет положительный коэффициент. Как и ранее, гибкость заработной платы измеряется коэффициентом при уровне безработицы. Сравним коэффициенты при национальном уровне безработицы, поскольку региональный уровень безработицы для России оказался незначимым. В модели для России коэффициент оказывается одним из наибольших. На таком же уровне коэффициент в Венгрии (3,4%) (для сравнения: в Польше – 0,8%, а в ЕС – 2,6%). Лишь в Эстонии коэффициент при национальной безработице существенно выше: рост национальной безработицы на 1 п.п. приводит к снижению темпов роста реальной заработной платы на 13,8%. Таким образом, еще раз подтверждается вывод о том, что для России характерна высокая гибкость реальной заработной платы.

### 5. Обсуждение результатов

Способность рынков труда различных стран адаптироваться к шокам в очередной раз проходила проверку в ходе недавней Великой рецессии. При этом последствия финансового кризиса для разных стран кардинально различались между собой. В Испании и Греции в 2014 г. безработица превышала предкризисный уровень на 16 и 18 п.п. соответственно. В то же время в ряде стран безработица вернулась к прежним значениям. Авторы (Blanchard, Wolfers, 2000) показали, что изменение безработицы в стране определяется, с одной стороны, силой испытанных шоков, а с другой – гибкостью рынка труда. В ходе международного финансового кризиса большинство стран Европы и США испытали сопоставимые шоки, к которым в случае России добавился шок условий торговли в результате резкого падения цен на сырьевые товары (которые, правда, вскоре восстановились).

Попробуем сопоставить эффективность адаптации с имеющимися оценками эластичности заработной платы. Как отмечалось выше, гибкость заработной платы должна ускорять восстановление равновесия на рынке труда, т.е. возвращение безработицы к естественному уровню. В табл. 1 представлена динамика безработицы для тех стран, где в течение 2007–2014 гг. безработица успела достигнуть пика и затем начала снижаться. Адаптация рынка труда характеризуется как ростом безработицы на первом этапе, так и скоростью ее последующего снижения. Страны, где пик безработицы не был пройден в пределах рассматриваемого периода, остались за рамками таблицы, т.е. в ней не представлены наименее эффективные рынки труда.

В целом, как и предсказывает (Blanchard, 2006), скорость адаптации согласуется с величиной эластичности заработной платы по безработице. В частности, Россия входит в число стран с наиболее быстрой и безболезненной адаптацией рынка труда к шокам: в ней безработица быстро снизилась после первоначального роста и за семь лет опустилась до более низкого уровня, чем был до международного финансового кризиса.

Таблица 1

Показатели безработицы и ее изменения в период 2007–2014 гг., %

| Страна         | В начальный период (2007 г.) | Пиковый период | Конечный период (2014 г.) | Средний темп изменения уровня безработицы | Изменение уровня безработицы за период |
|----------------|------------------------------|----------------|---------------------------|---|--|
| США            | 4,6                          | 9,6            | 6,2                       | -10,4                                     | 35                                     |
| Великобритания | 5,3                          | 8,1            | 6,1                       | -9,0                                      | 15                                     |
| Венгрия        | 7,4                          | 11,2           | 7,7                       | -8,9                                      | 4                                      |
| Россия         | 6,0                          | 8,2            | 5,2                       | -8,7                                      | -13                                    |
| Ирландия       | 4,7                          | 14,7           | 11,3                      | -8,4                                      | 140                                    |
| Япония         | 3,8                          | 5,1            | 3,6                       | -6,7                                      | -5                                     |
| Дания          | 3,8                          | 7,6            | 6,6                       | -4,6                                      | 74                                     |
| Чехия          | 5,3                          | 7,3            | 6,1                       | -4,4                                      | 15                                     |
| Словакия       | 11,2                         | 14,5           | 13,2                      | -2,3                                      | 18                                     |

*Источник:* расчеты авторов по данным Евростата.

В чем причины сравнительно высокой гибкости заработной платы на российском рынке труда? Анализ факторов, определяющих гибкость рынка труда (Clar et al., 2007; Agraia, Mourre, 2009; Heinz, Rusinova, 2011), показал, что к их числу относятся прежде всего:

- организация процессов формирования заработной платы (распространенность коллективных соглашений между работодателями и работниками об оплате труда, степень централизации таких соглашений и их межотраслевая координация);
- соотношение переговорной силы работодателей и работников в процессе регулирования оплаты труда (зависящее, в частности, от распространенности и влиятельности профсоюзов);
- законодательно установленные ограничения, регулирующие рынок труда (правила найма и увольнения работников, минимальный размер заработной платы и т.д.);
- условия предоставления пособий по безработице и их размер (во многом определяющие резервную заработную плату для работников);
- уровень инфляции. Высокая инфляция создает условия для гибкости реальной заработной платы, так как делает возможным ее сочетание с жесткостью номинальной заработной платы.

Связь перечисленных факторов с адаптацией рынка труда дополнительно подтверждается исследованиями, в которых изучалась связь институциональных предпосылок гибкости рынка труда с уровнем безработицы (который косвенно характеризует слабость механизмов адаптации). Проанализировав выборку из 97 стран (включающую как развитые, так и развивающиеся экономики), эксперты МВФ нашли статистически значимое отрицательное влияние уровня гибкости

рынка труда на безработицу (Bernal-Verdugo et al., 2012a). Следующий шаг анализа состоял в изучении адаптации различных стран к последствиям международного финансового кризиса 2008–2009 гг. На основе тех же данных было показано, что кризис привел к существенному росту безработицы во всех странах, однако в странах с гибким рынком труда последствия в основном достаточно быстро исчезли, тогда как при ригидных (негибких) рынках труда первоначальное повышение безработицы оказывалось несколько меньшим, но зато сохранялось значительно дольше (Bernal-Verdugo et al., 2012b).

Что касается России, наиболее очевидна ситуация с последним из перечисленных условий: в течение всего рассматриваемого периода инфляция оставалась достаточно высокой: в среднем ее темпы составляли 12% в год и ни разу не опускались ниже 5%. Остальные характеристики российского рынка труда можно найти в докладе ОЭСР (ОЭСР, 2011). Вот основные выводы этого доклада.

1. Практика проведения переговоров о заработной плате весьма ограничена в том, что касается повышения заработной платы, коллективные соглашения редко носят юридически обязательный характер.
2. Установление заработной платы почти полностью находится в руках работодателей. Специфика ее установления в России заключается в том, что значительная часть оплаты труда (в среднем, почти половина) не фиксирована, а начисляется в зависимости от результатов работы предприятия.
3. Нормативные акты в отношении занятости не являются сдерживающим фактором для работодателей – фактически работодатели нашли способы обходить трудовое законодательство.
4. Уровень минимальной оплаты труда (по сравнению со средней заработной платой в экономике) существенно ниже, чем в странах ОЭСР. До 2006 г. он не превышал 10%, в 2009 г. вырос до 23%, а затем снизился и сейчас составляет примерно 17%. В странах ОЭСР это соотношение, как правило, лежит в диапазоне от 30 до 50%.
5. Пособия по безработице выплачиваются большинству зарегистрированных безработных, однако невелики по размерам. Даже после их повышения в 2009 г. соотношение пособий к прежнему заработку достигло 26% для недавно потерявших работу по сравнению с 50% в среднем по ОЭСР. Для тех, кто более года оставался безработным, соотношение падало до 5%.

Таким образом, институциональная среда в российской экономике благоприятствует высокой гибкости рынка труда. К рассмотренным общим факторам можно добавить два специфических. Во-первых, важная предпосылка сильной зависимости заработной платы от безработицы – низкая мобильность рынка труда. Она ограничивает возможности работодателей привлечь необходимую рабочую



силу из трудоизбыточных регионов и заставляет использовать в качестве средства привлечения работников повышать оплату труда. Для России характерна низкая мобильность трудовых ресурсов (Guriev, Vakulenko, 2012). Во-вторых, как отмечает (European Commission, 2007), для государственных предприятий характерна более высокая эластичность заработной платы по безработице (достоверность этого вывода подтверждается тем, что он был получен сразу для нескольких стран с переходной экономикой – Венгрии, Польши и Румынии). Объяснением может служить низкая мотивация государственных компаний сдерживать рост заработной платы работников из-за возможности переложить свои издержки в цены. Этому способствует то, что такие компании обычно имеют регулируемые государством цены или поставляют продукцию государству. Широкое распространение в России государственных и квазигосударственных компаний может служить дополнительным фактором гибкости рынка труда.

Выявленная нами высокая гибкость реальной заработной платы говорит о способности российского рынка труда быстро возвращаться к полному использованию трудовых ресурсов. Это свойство получило подтверждение не только после кризиса 2008–2009 гг., но и в 2015–2016 гг. В середине 2014 г. уровень безработицы составлял 4,9% и за два последующих года, несмотря на сильнейший шок (падение цен на нефть в 2,5 раза) и финансовые санкции, повысился (с учетом сезонности) не более чем на 0,5 п.п. Таким образом, гибкость реальной заработной платы можно рассматривать как признак эффективного рынка труда, где действие рыночных механизмов не ограничивается избыточным регулированием. В работе (Вакуленко, Гурвич, 2015) высказано предположение, что рынок труда в России в отличие от товарных рынков избежал избыточного регулирования благодаря отсутствию на нем значимых потенциальных источников административной ренты.

Полученные выводы частично согласуются с гипотезой о специфике российской модели рынка труда (адаптация к шокам преимущественно за счет заработной платы, а не безработицы). При высокой гибкости реальной заработной платы уровень безработицы после шоков должен достаточно быстро возвращаться к естественному уровню (хотя краткосрочное воздействие на безработицу зависит также от других факторов). Однако вопрос о свойствах данной модели нельзя считать закрытым, он требует новых исследований. В частности, представляется перспективным построение функции спроса на труд, которое может оказаться важным для изучения специфики российского рынка труда.

## 6. Выводы

1. Для всех трех использованных в работе способов построения зарплатной кривой Филлипса получены значимые эконометрические

оценки с правильными с точки зрения экономической логики знаками. Это подтверждает сделанный рядом авторов вывод о том, что, начиная с 2000-х годов, на российском рынке труда сформировались действенные рыночные механизмы.

2. Независимо от способа оценки эластичность реальной заработной платы по уровню безработицы для России оказывается выше (по абсолютной величине), чем во всех или почти всех других странах, для которых имеются аналогичные оценки. Это позволяет сделать устойчивый вывод о том, что российский рынок труда характеризуется очень высокой гибкостью (понимаемой как реакция реальной заработной платы на безработицу).

3. Полученный вывод вполне согласуется с динамикой безработицы, наблюдавшейся после международного финансового кризиса 2008–2009 гг. и в ходе финансового кризиса, начавшегося во втором полугодии 2014 г. В обоих случаях уровень безработицы достаточно быстро вернулся к прежним (или близким к ним) значениям.

4. Анализ основных составляющих институциональной среды российского рынка труда (механизмов формирования заработной платы, законодательных ограничений на найм и увольнение работников, размеры минимальной заработной платы и пособий по безработице) показывает, что они вполне благоприятны для формирования высокой гибкости заработной платы. Дополнительными факторами, способствующими ее гибкости, можно назвать высокую инфляцию, ограниченную мобильность рынка труда, а также широкое распространение государственных и квазигосударственных компаний.

5. Полученные выводы частично согласуются с общепринятой гипотезой о специфике российской модели рынка труда (адаптация к шокам преимущественно за счет заработной платы, а не безработицы), поэтому могут рассматриваться как свидетельство в ее пользу. Однако необходимы дальнейшие количественные исследования свойств российского рынка труда.

## ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица П1

Результаты оценивания кривой Филлипса, модель 1

| Переменная    | Спецификация и метод оценивания |                      |                      |
|---------------|---------------------------------|----------------------|----------------------|
|               | 1                               | 2                    | 3                    |
| Метод оценки  | IV                              | OLS                  | OLS                  |
| $u_t$         | -0,931***<br>(0,321)            | -1,294***<br>(0,356) | -1,084***<br>(0,348) |
| $\Delta pc_t$ | 0,524***<br>(0,118)             | 1,154***<br>(0,148)  | 1,068***<br>(0,144)  |

Окончание таблицы П1

| Переменная                      | Спецификация и метод оценивания |                      |                      |
|---------------------------------|---------------------------------|----------------------|----------------------|
|                                 | 1                               | 2                    | 3                    |
| Метод оценки                    | IV                              | OLS                  | OLS                  |
| $w_{t-1} - pc_{t-1} - z'_{t-1}$ | -0,038***<br>(0,008)            | -0,043***<br>(0,010) | -0,033***<br>(0,010) |
| $\Delta z_t$                    | 0,078<br>(0,070)                | -0,087<br>(0,108)    | -0,127<br>(0,104)    |
| $\Delta p_t - \Delta pc_t$      | 0,013<br>(0,068)                | 0,288***<br>(0,098)  | 0,233**<br>(0,096)   |
| $\Delta u_t$                    | -                               | -                    | -0,023**<br>(0,009)  |
| Константа                       | 0,262***<br>(0,060)             | 0,308***<br>(0,069)  | 0,245***<br>(0,070)  |
| Наблюдения                      | 61                              | 62                   | 62                   |
| $R^2$ нормированный             | 0,504                           | 0,692                | 0,721                |
| Статистика Дарбина–Уотсона      | 2,16                            | 2,23                 | 2,23                 |

**Примечание.** IV – оценка метода инструментальных переменных, OLS – оценка МНК. В качестве инструментов для эндогенной переменной уровень безработицы брался первый лаг уровня безработицы. В скобках представлены стандартные ошибки коэффициентов; символами «\*», «\*\*», «\*\*\*» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

Таблица П2

## Международные сопоставления, модель 1

| Страна         | Полуэластичность реальной заработной платы по уровню безработицы | Страна  | Полуэластичность реальной заработной платы по уровню безработицы |
|----------------|--|---|--|
| Словакия       | 0,06 (незначим)  | Дания   | -0,38  |
| Испания        | -0,18  | Германия  | -0,42  |
| Франция        | -0,28  | Чехия   | -0,48  |
| Португалия     | -0,29 (незначим)   | Нидерланды  | -0,51  |
| Великобритания | -0,29  | Венгрия   | -0,81  |
| Бельгия        | -0,3   | В среднем по странам с переходной экономикой (без России) | -0,40  |
| Италия         | -0,31  | В среднем по развитым странам                             | -0,22  |
| Польша         | -0,35  | Россия  | -0,93  |

**Примечание.** Оценка для России взята из табл. П1 (спецификация (1)); оценки по другим странам – из (Poesck, Veiner, 2007, tabl. 9, column 3, specification all).

Таблица П3

Результаты оценивания кривой Филлипса, модель 2

| Переменная                             | Коэффициент | Спецификация         |                      |                      |
|--|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|  |             | 1                    | 2                    | 3                    |
| $\Delta^2 \omega_{t-1}$                | –           | –                    | –0,115<br>(0,122)    | –0,067<br>(0,139)    |
| $\Delta \omega_{t-1}$                  | $\gamma$    | –1,074***<br>(0,134) | –0,939***<br>(0,196) | –0,929***<br>(0,201) |
| $(\Delta^2 z_t - \Delta ws_{t-1})$     | $\rho$      | 0,149**<br>(0,068)   | 0,150**<br>(0,068)   | 0,192**<br>(0,072)   |
| $(\Delta z_{t-1} - ws_{t-2})$          |             | 0,116***<br>(0,027)  | 0,101***<br>(0,031)  | 0,124***<br>(0,035)  |
| $\Delta u_t$                           | $\beta$     | –1,219*<br>(0,653)   | –1,159*<br>(0,657)   | –1,057<br>(0,705)    |
| $u_{t-1}$                              | –           | –0,424*<br>(0,211)   | –0,364<br>(0,221)    | –0,447*<br>(0,230)   |
| $\Delta \omega_{t-3}$                  | –           | –                    | –                    | –0,141<br>(0,124)    |
| $(\Delta^2 z_{t-1} - \Delta ws_{t-2})$ | –           | –                    | –                    | –0,031<br>(0,073)    |
| $(\Delta^2 z_{t-3} - \Delta ws_{t-4})$ | –           | –                    | –                    | –0,072<br>(0,055)    |
| Константа                              | –           | 0,599***<br>(0,140)  | 0,522***<br>(0,162)  | 0,642***<br>(0,180)  |
| Наблюдения                             | –           | 60                   | 60                   | 60                   |
| $R^2$ нормированная                    | –           | 0,569                | 0,568                | 0,573                |
| Статистика Дарбина–Уотсона             | –           | 1,87                 | –                    | –                    |

**Примечание.** В скобках представлены стандартные ошибки коэффициентов. В таблице символами «\*», «\*\*», «\*\*\*» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

Таблица П4

Межстрановые сопоставления, модель 2

| Страна     | $\rho$ | $\gamma$ | $\beta$ |
|------------|--------|----------|---------|
| Ирландия   | 0,31   | –0,5     | 0,07*   |
| Греция     | 0,53   | –0,34    | –0,08*  |
| Испания    | –0,18* | –0,11*   | –0,16   |
| Люксембург | 0,37   | –0,45    | –0,18*  |
| Франция    | 0,3    | –0,6     | –0,22   |

Окончание таблицы П4

| Страна     | $\rho$ | $\gamma$ | $\beta$ |
|------------|--------|----------|---------|
| Нидерланды | 0,28   | -0,34    | -0,25   |
| Финляндия  | 0,54   | -0,76    | -0,39   |
| Италия     | 0,67   | -0,61    | -0,65   |
| Бельгия    | 0,32   | -0,6     | -0,71   |
| Германия   | 0,74   | -0,72    | -0,73   |
| Португалия | 0,11*  | -0,54    | -0,97   |
| Австрия    | 0,25   | -0,23    | -1,17   |
| Россия     | 0,15   | -1,07    | -1,22   |

**Примечание.** Оценка для России из табл. П3 (спецификация (1)), оценки по другим странам взяты из (Agraia, Pichelmann, 2007, tabl. 4). Символом «\*» отмечены оценки, незначимые на уровне 10%.

Таблица П5

Результаты оценивания модели Филлипса для регионов РФ, модель 3

| Переменные                                 | Спецификация           |                        |                         |
|--|------------------------|------------------------|-------------------------|
|  | 1                      | 2                      | 3                       |
| Национальный уровень безработицы           | -0,0330***<br>(0,0043) | -                      | -0,0372***<br>(0,0045)  |
| Уровень безработицы в регионе              | 0,0010<br>(0,0018)     | -0,0062***<br>(0,0019) | 0,0020<br>(0,0018)      |
| Уровень безработицы в регионе ( $t-1$ )    | 0,0073***<br>(0,0017)  | 0,0070***<br>(0,0017)  | 0,0069***<br>(0,0015)   |
| Логарифм доли занятых в сельском хозяйстве | 0,2907***<br>(0,0557)  | 0,2216***<br>(0,0384)  | 0,2335***<br>(0,0532)   |
| Логарифм доли занятых в промышленности     | 0,3101***<br>(0,1154)  | 0,3208***<br>(0,1099)  | 0,2142*<br>(0,1099)     |
| Логарифм численности населения             | -                      | -                      | 0,7622***<br>(0,2044)   |
| Константа                                  | -1,4388***<br>(0,3268) | -1,4843***<br>(0,3224) | -11,6839***<br>(2,6601) |
| Число наблюдений                           | 702                    | 702                    | 702                     |
| $R^2$                                      | 0,3794                 | 0,2693                 | 0,4267                  |
| Число регионов                             | 78                     | 78                     | 78                      |

**Примечание.** В скобках представлены кластеризированные стандартные ошибки коэффициентов. В таблице символами «\*», «\*\*» и «\*\*\*» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

Таблица П6  
Межстрановые сопоставления, модель (3)

| Показатель                                 | Румыния                | Болгария              | Центральная<br>и Восточная<br>Европа | Польша                 | Чехия                  | ЕС                     | Россия                 | Венгрия                | Эстония                |
|--|------------------------|-----------------------|--------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|  | 1992–1998 гг.          | 1995–1998 гг.         | 1992–1998 гг.                        | 1992–1998 гг.          | 1992–1998 гг.          | 1989–1995 гг.          | 2002–2010 гг.          | 1992–1997 гг.          | 1995–1998 гг.          |
| Национальный уровень безработицы           | 0,0792 <sup>***</sup>  | 0,0857 <sup>***</sup> | 0,0031                               | -0,0084 <sup>***</sup> | -0,0189 <sup>***</sup> | -0,0262 <sup>***</sup> | -0,0330 <sup>***</sup> | -0,0342 <sup>***</sup> | -0,1384 <sup>***</sup> |
|  | (0,0037)               | (0,0297)              | (0,018)                              | (0,0022)               | (0,0017)               | (0,0031)               | (0,0043)               | (0,0094)               | (0,0834)               |
| Уровень безработицы                        | 0,0039                 | -0,0538 <sup>**</sup> | -0,0037                              | -0,0011                | -0,0028 <sup>*</sup>   | 0,0006                 | 0,0010                 | -0,0022                | 0,0951                 |
|  | (0,0025)               | (0,0216)              | (0,0047)                             | (0,0022)               | (0,0016)               | (0,0010)               | (0,0018)               | (0,0030)               | (0,0341)               |
| Уровень безработицы ( $t-1$ )              | -0,0109 <sup>***</sup> | 0,1300 <sup>***</sup> | 0,0080                               | 0,0017 <sup>*</sup>    | 0,0011                 | 0,0062                 | 0,0073 <sup>***</sup>  | 0,0002                 | -0,0981 <sup>***</sup> |
|  | (0,0017)               | (0,0131)              | (0,0110)                             | (0,0011)               | (0,0014)               | (0,0043)               | (0,0017)               | (0,0028)               | (0,0341)               |
| Логарифм доли занятых в сельском хозяйстве | -0,21                  | 2,23                  | -0,10                                | -0,57 <sup>***</sup>   | -0,01                  | 1,08                   | 0,2907 <sup>***</sup>  | 0,53                   | -0,06                  |
|  | (0,02)                 | (1,70)                | (0,10)                               | (0,08)                 | (0,03)                 | (0,52)                 | (0,0557)               | (0,35)                 | (1,24)                 |
| Логарифм доли занятых в промышленности     | -0,14                  | -1,85                 | -0,01                                | -0,57 <sup>***</sup>   | -0,01                  | 0,60                   | 0,3101 <sup>***</sup>  | 0,22                   | 2,27                   |
|  | (0,04)                 | (1,96)                | (0,07)                               | (0,10)                 | (0,02)                 | (0,45)                 | (0,1154)               | (0,10)                 | (2,19)                 |
| $R^2$                                      | 0,79                   | 0,81                  | 0,18                                 | 0,40                   | 0,71                   | 0,68                   | 0,38                   | 0,90                   | 0,68                   |
| Число наблюдений                           | 246                    | 84                    | 1257                                 | 294                    | 518                    | 388                    | 702                    | 100                    | 15                     |
| Тест $\phi_1 = -\phi_2$ ( $p$ -value)      | 0,01                   | 0,00                  | 0,45                                 | 0,73                   | 0,28                   | 0,21                   | 0,00                   | 0,53                   | 0,95                   |

**Примечание.** Оценка для России взята из табл. П4 (спецификация (1)), оценки по другим странам – из (Huber, 2004, tabl. 5). В скобках представлены кластеризированные стандартные ошибки коэффициентов. Символами <sup>\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, <sup>\*\*\*</sup> отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно.

## ЛИТЕРАТУРА

- Брагин В., Осаковский В.** (2004). Оценка естественного уровня безработицы в России в 1994–2003 гг.: эмпирический анализ // *Вопросы экономики*. № 3. С. 95–104.
- Вакуленко Е., Гурвич Е.** (2015). Моделирование механизмов российского рынка труда // *Вопросы экономики*. № 11. С. 1–25.
- Вакуленко Е.** (2015). Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена // *Прикладная эконометрика*. Т. 40(4). С. 28–48.
- Гафаров Б.Н.** (2011). Кривая Филлипса и становление рынка труда в России // *Экономический журнал ВШЭ*. № 2. С. 155–176.
- Иванова М.** (2016). Анализ характера причинно-следственной связи между инфляцией и заработной платой в России // *Проблемы прогнозирования*. № 5 (в печати).
- ОЭСР (2011). *Обзоры ОЭСР по рынку труда и социальной политике: Российская Федерация*. ОЭСР.
- Шилов А., Меллер Й.** (2008). Кривая заработных плат: теория и эмпирика // *Квантиль*. № 4. С. 93–100.
- Agraia A., Pichelmann K.** (2007). Nominal and Real Wage Flexibility in EMU // *International Economics and Economic Policy*. Vol. 4. Issue 3. P. 299–328.
- Agraia A., Mourre G.** (2009). Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a Fresh Look // *European Economy – Economic Papers*. No. 391. P. 1–51.
- Bah E., Brada J.** (2014). Labor Markets in the Transition Economies: An Overview // *The European Journal of Comparative Economics*. Vol. 11. No. 1. P. 3–53.
- Bernal-Verdugo L., Furceri D., Guillaume D.** (2012a). Labor Market Flexibility and Unemployment: New Empirical Evidence of Static and Dynamic Effects. IMF Working Paper WP/12/64.
- Bernal-Verdugo L., Furceri D., Guillaume D.** (2012b). Crises, Reforms, and Unemployment. IMF Working Papers WP/12/65.
- Booth A.** (1995). *The Economics of the Trade Union*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Blanchard O., Katz L.F.** (1999). Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence // *American Economic Review*. Vol. 89. P. 69–74.
- Blanchard O., Wolfers J.** (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence // *The Economic Journal*. Vol. 110. P. 1–33.
- Blanchard O.** (2006). European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas // *Economic Policy*. Vol. 45. No. 21. P. 5–59.
- Blanchflower D., Oswald A.** (1994). *The Wage Curve*. Cambridge: The MIT Press.
- Blanchflower D.** (2001). Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe // *Journal of Japanese and International Economies*. Vol. 15(4). December. P. 364–402.
- Calvo G., Coricelli F., Ottonello P.** (2012). Labor Market, Financial Crises and Inflation: Jobless and Wageless Recoveries. NBER Working Paper No. 18480.



- Clar M., Dreger C., Ramos R.** (2007). Wage Flexibility and Labour Market Institutions // *A Meta-Analysis, Kyklos*. Vol. 60(2). P. 145–163.
- Darius R., Nkusu M., Thomas A.** (2010). Cross-Cutting Themes in Employment Experiences during the Crisis. IMF Staff Position Note. P. 1–22.
- Deelen A., Verbeek W.** (2015). Measuring Downward Nominal and Real Wage Rigidity – Why Methods Matter. CPB Discussion Paper 315.
- Eichhorst W., Feil M., Marx P.** (2010). Crisis, What Crisis? Patterns of Adaptation in European Labor Markets. IZA Discussion Paper No. 5045. P. 1–33.
- European Commission (2007). Regional Labour Market Adjustment in the Accession Candidate Countries. [Электронный ресурс] Brussels. Режим доступа: [http://cordis.europa.eu/docs/publications/1001/100124391-6\\_en.pdf](http://cordis.europa.eu/docs/publications/1001/100124391-6_en.pdf), свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: июль 2016 г.).
- Folmer K.** (2009). Why Do Macro Wage Elasticities Diverge? A Meta Analysis. CPB Memorandum 224.
- Furuoka F.** (2014). Are Unemployment Rates Stationary in Asia-Pacific Countries? New Findings from Fourier ADF Test // *Economic Research*. Vol. 27. P. 34–45.
- Gimpelson V., Lippoldt D.** (2000). The Russian Labour Market: between Transition and Turmoil. London: Roman & Littlefield.
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R.** (2011). Labor Market Adjustment: Is Russia Different? IZA Discussion Paper No. 5588. P. 1–39.
- Guriev S., Vakulenko E.** (2012). Convergence Between Russian Regions. NES Working Paper No. 180.
- Huber P.** (2004). Intra-National Labour Market Adjustment in the Candidate Countries // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 32. P. 248–264.
- Huber P.** (2007). Regional Labour Market Developments in Transition: A Survey of the Empirical Literature // *The European Journal of Comparative Economics*. Vol. 4. No. 2. P. 263–298.
- IMF (2009). World Economic Outlook. Sustaining the Recovery. Washington. October.
- Jimeno J.F., Bentolila S.** (1998). Regional Unemployment Persistence, Spain 1976–1994 // *Labor Economics*. Vol. 5. P. 25–51.
- Khraief N., Shahbaz M., Heshmati A., Azam M.** (2015). Are Unemployment Rates in OECD Countries Stationary? Evidence from Univariate and Panel Unit Root Tests. IZA Discussion Paper DP No. 9571.
- Knoester A., Windt N. van der** (1987). Real Wages and Taxation in Ten OECD Countries // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 49. P. 151–169.
- Layard R., Richter A.** (1995). Labour Market Adjustment – the Russian Way. In: Aslund A. (ed.) “*Russian Economic Reform at Risk*”. London: Pinter. P. 119–148.
- Pissarides C.A.** (1997). The Need for Labor-Market Flexibility in a European Economic and Monetary Union // *Swedish Economic Policy Review*. Vol. 4(2). P. 513–546.
- Poecq A., Veiner M.** (2007). Wage Flexibility in the New European Union Members: How Different from the Old? Working Papers, University of Antwerp.
- Yilanci V.** (2008). Are Unemployment Rates Nonstationary or Nonlinear? Evidence from 19 OECD Countries // *Economics Bulletin*. Vol. 3. P. 1–5.

## REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Arpaia A., Mourre G.** (2009). Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a Fresh Look. *European Economy – Economic Papers* 391, 1–51.
- Arpaia A., Pichelmann K.** (2007). Nominal and Real Wage Flexibility in EMU. *International Economics and Economic Policy* 4, 3, 299–328.
- Bah E., Brada J.** (2014). Labor Markets in the Transition Economies: An Overview. *The European Journal of Comparative Economics* 11, 1, 3–53.
- Bernal-Verdugo L., Furceri D., Guillaume D.** (2012a). Labor Market Flexibility and Unemployment: New Empirical Evidence of Static and Dynamic Effects. IMF Working Paper WP/12/64.
- Bernal-Verdugo L., Furceri D., Guillaume D.** (2012b). Crises, Reforms, and Unemployment. IMF Working Papers WP/12/65.
- Blanchard O.** (2006). European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas. *Economic Policy* 45, 21, 5–59.
- Blanchard O., Katz L.F.** (1999). Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence. *American Economic Review* 89, 69–74.
- Blanchard O., Wolfers J.** (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. *The Economic Journal* 110, 1–33.
- Blanchflower D.** (2001). Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe. *Journal of Japanese and International Economics* 15(4), December, 364–402.
- Blanchflower D., Oswald A.** (1994). *The Wage Curve*. Cambridge: The MIT Press.
- Booth A.** (1995). *The Economics of the Trade Union*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bragin V., Osakovskiy V.** (2004). Evaluation of the Natural Rate of Unemployment in Russia in 1994–2003: An Empirical Analysis. *Voprosy Ekonomiki* 3, 95–104 (in Russian).
- Calvo G., Coricelli F., Ottonello P.** (2012). Labor Market, Financial Crises and Inflation: Jobless and Wageless Recoveries. NBER Working Paper No. 18480.
- Clar M., Dreger C., Ramos R.** (2007). Wage Flexibility and Labour Market Institutions: A Meta-Analysis. *Kyklos* 60(2), 145–163.
- Darius R., Nkusu M., Thomas A.** (2010). Cross-Cutting Themes in Employment Experiences During the Crisis. IMF Staff Position Note, 1–22.
- Deelen A., Verbeek W.** (2015) Measuring Downward Nominal and Real Wage Rigidity – Why Methods Matter. CPB Discussion Paper 315.
- Eichhorst W., Feil M., Marx P.** (2010). Crisis, What Crisis? Patterns of Adaptation in European Labor Markets. IZA Discussion Paper No. 5045, 1–33.
- European Commission (2007). Regional Labour Market Adjustment in the Accession Candidate Countries. Brussels. Available at: [http://cordis.europa.eu/docs/publications/1001/100124391-6\\_en.pdf](http://cordis.europa.eu/docs/publications/1001/100124391-6_en.pdf) (accessed: July 2016).
- Folmer K.** (2009). Why Do Macro Wage Elasticities Diverge? A Meta Analysis. CPB Memorandum 224.
- Furuoka F.** (2014). Are Unemployment Rates Stationary in Asia-Pacific Countries?

- New Findings from Fourier ADF Test. *Economic Research* 27, 34–45.
- Gafarov B.** (2011). Phillips Curve and the Labor Market Formation in Russia. *The HSE Economic Journal* 2, 155–176 (in Russian).
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R.** (2011). Labor Market Adjustment: Is Russia Different? IZA Discussion Paper No. 5588, 1–39.
- Gimpelson V., Lippoldt D.** (2000). The Russian Labour Market: between Transition and Turmoil. London: Roman & Littlefield.
- Gurvich E., Vakulenko E.** (2015). Modeling the Mechanism of Russian Labor Market. *Voprosy Ekonomiki* 11, 1–25.
- Huber P.** (2004). Intra-National Labour Market Adjustment in the Candidate Countries. *Journal of Comparative Economics* 32, 248–264.
- Huber P.** (2007). Regional Labour Market Developments in Transition: A Survey of the Empirical Literature. *The European Journal of Comparative Economics* 4, 2, 263–298.
- IMF (2009). World Economic Outlook. Sustaining the Recovery. Washington. October.
- Ivanova M.** (2016). An Analysis of the Causality between Inflation and Wages in Russia. *Studies on Russian Economic Development* 5 (forthcoming) (in Russian).
- Jimeno J. E., Bentolila S.** (1998). Regional Unemployment Persistence in Spain 1976–1994. *Labor Economics* 5, 25–51.
- Khraief N., Shahbaz M., Heshmati A., Azam M.** (2015). Are Unemployment Rates in OECD Countries Stationary? Evidence from Univariate and Panel Unit Root Tests. IZA Discussion Paper DP No. 9571.
- Knoester A., Windt N. van der** (1987). Real Wages and Taxation in Ten OECD Countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, 151–169.
- Layard R., Richter A.** (1995). Labour Market Adjustment – the Russian Way. In: Aslund A. (ed.) “*Russian Economic Reform at Risk*”. London: Pinter, 119–148.
- OECD (2011). OECD Reviews of Labour Market and Social Policies: Russian Federation. OECD Publishing.
- Pissarides C.A.** (1997). The Need for Labor-Market Flexibility in a European Economic and Monetary Union. *Swedish Economic Policy Review* 4(2), 513–546.
- Poecq A., Veiner M.** (2007). Wage Flexibility in the New European Union Members: How Different from the Old? Working Papers, University of Antwerp.
- Shilov A., Möller J.** (2008). Wage Curve: Theory and Empirics. *Quantile* 4, 93–100 (in Russian).
- Vakulenko E.** (2015). Analysis of the Relationship between Regional Labour Markets in Russia Using Okun’s Model. *Applied Econometrics* 40(4), 28–48 (in Russian).
- Vakulenko E., Guriev S.** (2012). Convergence Between Russian Regions. NES Working Paper No. 180 (in Russian).
- Yilanci V.** (2008). Are Unemployment Rates Nonstationary or Nonlinear? Evidence from 19 OECD Countries. *Economics Bulletin* 3, 1–5.

Received 17 May 2016

E.S. Vakulenko

National Research University Higher School of Economics,  
Moscow, Russia

E.T. Gurvich

Economic Expert Group, Financial Research Institute,  
Moscow, Russia

## Real Wage Flexibility in Russia: Comparative Analysis

**Abstract.** Elasticity of real wages with respect to unemployment is measured for Russia. The estimates are compared to those obtained for a sample of advanced and transition countries by other authors. In order to make our conclusions more robust 3 different specifications are used to construct ‘wage Phillips curve’. One model draws on data by region, two others draw on country-wide series. We find that regardless of the econometric specification real wage elasticity in Russia exceeds by far elasticity in all (or almost all) other countries for which comparable estimates are available. This evidences that high wage flexibility is an important salient feature of the Russian labor market. We obtain thus an explanation to the sustained low unemployment in the recent years despite marked output decline.

**Keywords:** *Phillips curve, wage flexibility, Russia, unemployment rate, comparative analysis.*

JEL Classification: E23, O57.