

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

Е.С. Вакуленко, Е.Т. Гурвич

**МОДЕЛИРОВАНИЕ МЕХАНИЗМОВ
РОССИЙСКОГО РЫНКА ТРУДА**

Препринт WP3/2014/08

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва
2014

Редактор серии WP3
«Проблемы рынка труда»
В.Е. Гимпельсон

Вакуленко, Е.С., Гурвич, Е.Т.

Моделирование механизмов российского рынка труда [Электронный ресурс] : препринт WP3/2014/08 / Е. С. Вакуленко, Е. Т. Гурвич ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – Электрон. текст. дан. (1 Мб). – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. – (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). – 33 с.

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 г. по III квартал 2013 г. Наряду с этим 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 между анализируемыми переменными.

При этом знаки коэффициентов связи оказались полностью соответствующими экономической логике, а их численные значения практически совпали для полного и бескризисного периодов. Проведенные тесты не выявили значимой асимметрии реакций российского рынка труда на положительные и отрицательные отклонения от долгосрочного равновесия (которая нередко наблюдается в других странах). Построенная модель позволяет оценить роль различных каналов в наблюдаемой динамике оплаты труда: в целом за весь период практически равный вклад в этот рост вносили увеличение производительности труда и снижение безработицы. Таким образом получает объяснение наблюдаемая в России чрезвычайно необычная тенденция роста доли оплаты труда в ВВП. Межстрановые сопоставления показывают, что российский рынок труда не отличается ни повышенной реакцией зарплат, ни пониженной реакцией занятости на шоки производительности или объемов производства.

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

Вакуленко Е.С., Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», evakulenko@hse.ru

Гурвич Е.Т., Экономическая экспертная группа, egurvich@eeg.ru

Исследование выполнено в Экономической экспертной группе за счет гранта
Российского научного фонда № 14-18-03666.

Препринты Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>

© Вакуленко Е. С., 2014

© Гурвич Е. Т., 2014

© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2014

Постановка задачи¹

В период международного финансового кризиса существенно активизировались исследования рынка труда². С одной стороны, во многих странах наиболее болезненным (в экономическом, социальном и политическом отношении) последствием кризиса стал резко возросший уровень безработицы. С другой стороны, кризисный период оказался удобным «полигоном» для анализа и проверки различных теоретических концепций формирования занятости и зарплаты, нередко дающих противоречащие друг другу предсказания.

Одна из ключевых характеристик рынка труда (РТ), определяющая способность экономики в целом адаптироваться к внешним и внутренним шокам, — это 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 таким образом помогает сравнительно быстро и с меньшими потерями преодолеть неблагоприятный период. На протяжении уже 20 лет специфику российского рынка труда принято формулировать именно в терминах его реакции на изменение объемов производства: считается, что «российская модель рынка труда» определяется сочетанием достаточно сильной реакции зарплаты и относительно слабой реакции числа 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 делается шаг к переосмыслению концепции «российской модели рынка труда» на новой, более фундаментальной основе.

Заметим, что теоретический анализ оперирует в основном показателями не объема производства, а производительности труда. Согласно стандартной 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 сделать связь между производительностью труда и его оплатой более сложной, однако общий вывод о сильной положительной зависимости зарплаты от производительности останется неизменным. Скажем, если оплата труда формируется при активном участии проф-

¹ Авторы признательны И.Б. Воскобойникову и другим участникам семинара Лаборатории исследований рынка труда и Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ за заинтересованное обсуждение и полезные замечания.

² См., например, Agraia, Curci (2010), ECB (2012), IMF (2010), Meager, Speckesser (2011).

союзов, то рост производительности усилит их переговорные позиции и позволит добиться повышения зарплаты.

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. В этой связи анализ должен, по возможности, различать кратко- и долгосрочные связи между показателями рынка труда. Ниже мы учитываем наличие нескольких уровней адаптации рынка труда к шокам.

Эмпирические данные дают убедительное подтверждение тесной долгосрочной связи между динамикой производительности и оплаты труда на страновом уровне (как показывают, например, [Meager, Speckesser, 2011]). Вместе с тем сравнительный анализ свидетельствует, что параметры связи для разных стран существенно различаются между собой – иллюстрацией может служить табл. 8. Отсутствие выраженной взаимосвязи служит признаком несовершенства механизмов рынка труда в силу его зарегулированности, сильных позиций профсоюзов и тому подобных причин.

Еще в 1995 г. Layard, Richter [1995] выдвинули концепцию специфики российского рынка труда. Они обратили внимание на то, что глубокий спад первых лет после начала рыночных реформ (за 1992–1994 гг. объем ВВП обвалился на 24%) сопровождался еще более значительным падением реальной величины зарплаты (на 38%) при меньшем (хотя тоже масштабном) сокращении числа занятых (8%). В последующие годы дополнительные аргументы в пользу такой концепции российской модели рынка (адаптация к шокам преимущественно за счет оплаты труда, а не занятости) сформулировали Gimpelson, Lippoldt [2000], Капелюшников [2001] и другие авторы. Gimpelson, Kapelyushnikov [2011] пришли также к выводу, что в ходе кризиса 2008–2009 гг. российский рынок труда продемонстрировал тот же тип адаптации. Фактически данная концепция стала широко признанной характеристикой российского рынка труда.

Не обсуждая пока стандартную концепцию «русской 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 дают лишь небольшой фрагмент полного описания механизмов рынка труда. Например, они не содержат ответа на один из принципиальных вопросов: отражают ли зафиксированные реакции краткосрочные или долгосрочные связи – т.е. идет ли речь о сдвиге равновесия или о временном отклонении от него. Далее, ясно, что кризисные ситуации всегда носят уникальный характер с точки зрения размеров, а часто

и природы испытываемых шоков. Они, как правило, также сопровождаются специально принимаемыми программами правительственных мер. В силу этого реакция рынка труда на кризисные шоки может давать искаженное представление о его «нормальных» механизмах действия. Так, проведенный Darius, Nkusu, Thomas et al. [2010] анализ показал, что в 2008–2009 гг. реакция рынка труда в большинстве стран оказалась намного более сильной, чем можно было ожидать по предыдущему опыту. Применительно к России уникальность ситуации особенно очевидна для периода начала 1990-х годов, когда речь шла о первых шагах создания рыночных механизмов в экономике, на протяжении многих десятилетий действовавшей в специфических условиях жесткого централизованного планирования. Таким образом, коренная слабость концепции «российской модели рынка труда» в том, что она выведена из отдельных наблюдений в специфических точках. Мы убеждены, что для формирования такой концепции необходимо сначала найти общие закономерности действия российского рынка труда.

Исследования, где на основе эконометрического анализа строится какое-то описание базовых механизмов российского рынка труда, крайне малочисленны, единичны. В первую очередь к ним можно отнести оценки несколькими авторами коэффициентов модели Оукена [Ахундова, Коровкин, Королев, 2005; Ibragimov, Karimov, Permyakova, 2012]. Кроме того, проводился анализ естественного уровня безработицы и кривой Филлипса (см., например, [Гафаров, 2011]). Единичны и исследования по российскому рынку труда на уровне предприятий. Одно из немногих исключений – работа Konings, Lehmann [2002], где авторы приходят к выводу о неэластичности спроса на труд в российской экономике (как по зарплате, так и по объему производства).

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 Klein [2012] рассчитал корреляцию между показателями реального роста зарплат 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). Ниже показано, что к таким же выводам приводят многие другие международные сопоставления. Даже если принять те критерии, на основе которых формулировалась концепция российской модели рынка труда, «уникальность» его поведения в кризисные периоды вызывает сомнения. Так, эксперты ЕЦБ [ECB-2012] отмечают, что в ходе «великой рецессии» изменение занятости в зоне евро было весьма умеренным по сравнению с масштабами производственного спада. По данным, приводимым Eichhorst, Feil, Marx [2010], 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. Иными словами, реакция занятости по сравнению с размерами исходного шока производства во всех этих странах была более слабой, чем в России в 1992–1994 гг. и в 2008–2009 гг.

Резюмируя, можно сказать, что макроэкономические механизмы российского рынка труда в основном остаются *terra incognita*, требующей серьезных дополнительных исследований. Ниже представлена наша попытка сделать шаг в этом направлении.

В настоящей работе мы ищем взаимосвязь между тремя основными агрегированными характеристиками состояния рынка труда: реальной величиной зарплаты, производительностью труда и уровнем 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 те модели, которые лучше других описывают российский рынок труда. Кроме того, мы сравниваем зависимости, построенные для периода между двумя финансовыми кризисами, и построенные на данных за более длительный период, включающий кризисы 1998 г. и 2008–2009 гг. Сопоставление результатов косвенно позволяет судить об изменении поведения работодателей в периоды кризисных шоков (либо об отсутствии таких изменений).

1. 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 скоростями реальной зарплаты и безработицы. В статье показано, что обе эти связи при достаточно естественных предположениях сводятся к уравнению вида:

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

где w_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 представляет 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, Pascallau [2007] обнаружил долгосрочную связь производительность – зарплата – безработица примерно для половины рассмотренных им стран ОЭСР; можно отметить также модели, построенные для ЮАР [Wakeford, 2004]; Малайзии [Goh, Wong, 2010] и для двух панелей стран [ECB, 2012; Klein, 2012].

В настоящей работе рассматриваются квартальные показатели производительности труда, его оплаты и безработицы за период с начала 1995 г. по III квартал 2013 г. Рассмотрим определение используемых переменных (часть из них рассматривалась в нескольких вариантах).

Производительность труда

Определялась как приходящаяся на одного занятого величина ВВП, измеренная в постоянных ценах (под этим всюду подразумевались цены 2008 г.). Базовый вариант состоял (П1) в использовании ВВП в рыночных ценах и его дефлировании на индекс потребительских цен. Отметим, что здесь и далее изучаемые ряды предварительно сглаживаются на сезонность³.

Вместе с тем рассматривались два альтернативных определения: П2) Использование ВВП в основных⁴, а не рыночных ценах, П3) Пересчет в постоянные цены с помощью дефлятора внутреннего спроса⁵ 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, а все товары и услуги. Значения производительности во всех трех определениях представлены на рис. 1.

Отметим, что классическая экономическая теория, строго говоря, увязывает оплату труда с показателем предельной, а не средней производительности. Однако данный показа-

³ Сглаживание на сезонность производилось мультипликативным методом скользящего среднего.

⁴ Источником всех данных по ВВП и его элементам служила статистика национальных счетов Росстата: <http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/#>.

⁵ Значения дефлятора внутреннего спроса рассчитывались путем сопоставления внутреннего спроса (определяемого как сумма расходов на конечное потребление и валовое накопление) в текущих и постоянных ценах.

тель не поддается прямому измерению и потому редко используется в эмпирических исследованиях.

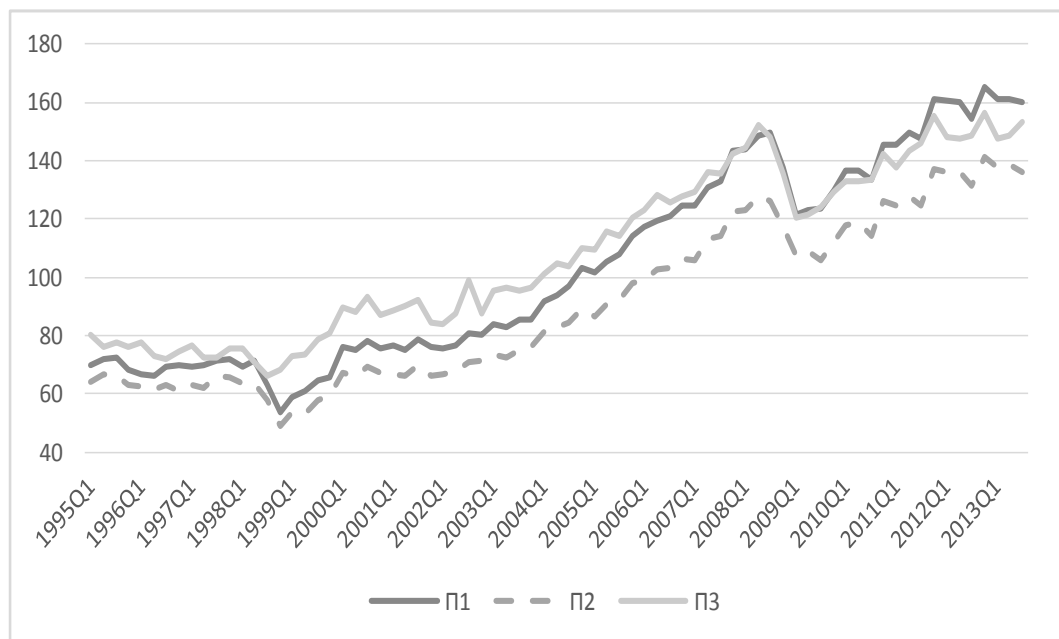


Рис. 1. Производительность труда, тыс. руб. на человека в ценах 2008 г., сглаженная на сезонность

Оплата труда

В качестве основного варианта использовался показатель средней номинальной начисленной зарплаты⁶, 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. Используемые показатели представлены на рис. 2 (для наглядности оба выражены на рисунке 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 превышение составляло примерно 30%.

Как показывает приведенный график, на протяжении всего рассматриваемого периода наблюдался растущий тренд оплаты труда. Однако в кризисные периоды ее величина снижалась. В 1998 г. это произошло в острой форме: реальная зарплата за второе полугодие упала на треть. В ходе последнего кризиса основное снижение зарплаты пришлось на первое полугодие 2009 г. и составило лишь 4%.

⁶ Сборник Росстата: «Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации».

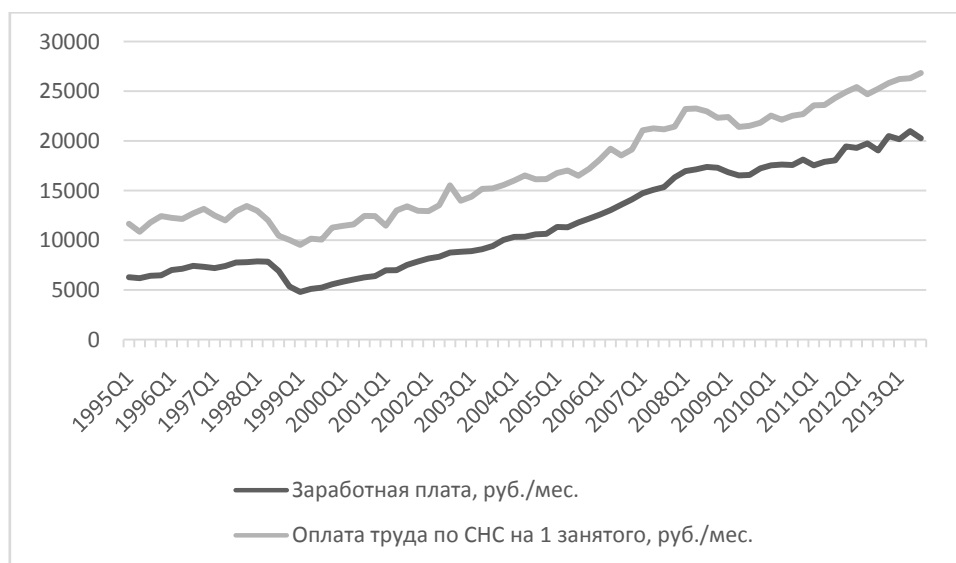


Рис. 2. Динамика оплаты труда в руб. 2008 г., сглаженная на сезонность

Безработица

Показатель безработицы брался в стандартном определении МОТ и измерялся в процентах от численности экономически активного населения⁷. Значения этого показателя, вместе с динамикой двух других анализируемых переменных (в базовом определении), приведены на рис. 3.

На начальном этапе уровень безработицы непрерывно рос, достигнув максимального значения – 13,3% – в начале 1999 г. Затем безработица снижалась и накануне кризиса 2008 г. составляла лишь 5,6%. В течение четырех кварталов безработица поднялась до 8,6%, после чего начала вновь уменьшаться.

⁷ 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».

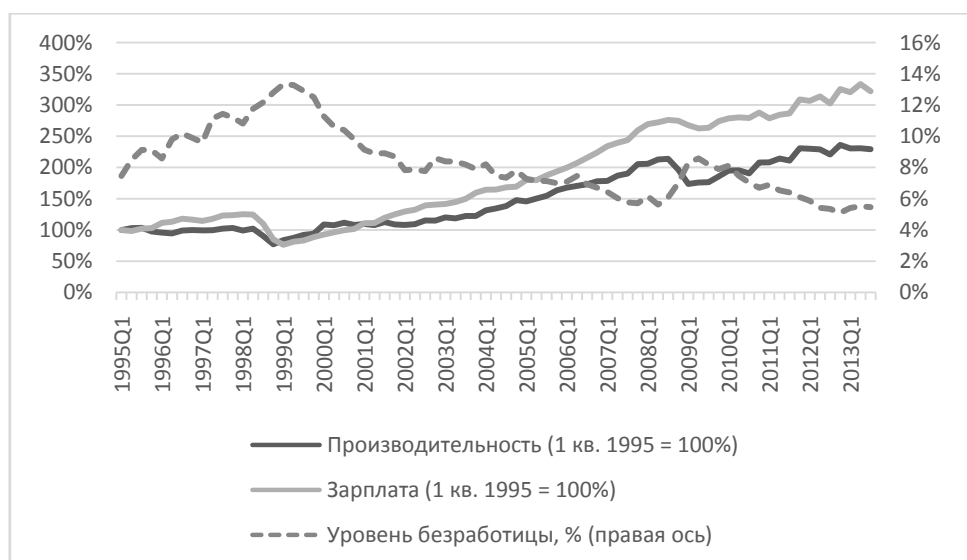


Рис. 3. Динамика производительности труда, средней заработной платы и уровня безработицы, сглаженные на сезонность⁸

С точки зрения системы показателей рынка труда в целом, приведенные графики показывают, что в период между двумя финансовыми кризисами их динамика 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 г. и I квартале 2009 г. – на 19%. Можно также сказать, что основные показатели рынка труда реагируют на кризисные шоки в экономике и в среднем им требуется 2–3 года для восстановления до докризисного уровня.

Все рассматриваемые переменные тесно связаны между собой, в особенности производительность и зарплата, корреляция между которыми составляет 0,98. Однако это не означает, что они менялись параллельно: в целом за период наблюдения первый показатель вырос в 2,3, а второй – в 3,2 раза (на 40% больше). Соотношение между зарплатой и производительностью менялось неравномерно (рис. 4): росло до кризиса 1998 г. (возможно, частично компенсируя резкое падение в 1992–1994 гг.), резко снизилось в ходе кризиса, вернулось на предкризисный уровень к 2002 г. и оставалось примерно на том же уровне до следующего кризиса. Во втором полугодии 2008 г. и начале 2009 г., в отличие от 1998 г., соотношение не упало, а выросло и затем оставалось на повышенном уровне.

⁸ Производительность и оплата труда в базовых определениях

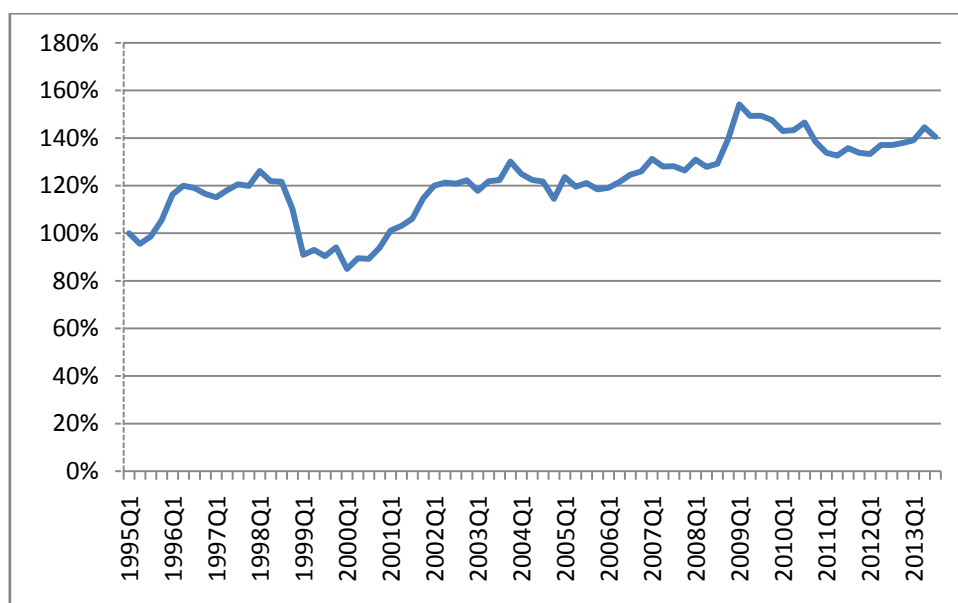


Рис. 4. Динамика соотношения зарплаты к производительности труда (по сравнению с I кварталом 1995 г.)

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). Первый из них показал, что исследуемые временные ряды нестационарны для любых спецификаций теста (с константой, с константой и трендом, и без них)⁹. Тест KPSS с константой однозначно для всех рядов подтверждает, что ряды нестационарны (табл. 1). Правда, в случае включения в спецификацию тренда тест показывает, что ряды стационарны. Вместе с тем использованные тесты на стационарность не учитывают возможность структурных сдвигов за рассматриваемый период (что актуально, так как он включал два масштабных финансовых кризиса).

⁹ Количество лагов для теста выбиралось с помощью информационного критерия Шварца (BIC). Результаты могут быть представлены авторами по запросу.

Таблица 1. Тест KPSS [Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992] на единичные корни без учета структурных сдвигов

Переменные	KPSS (константа) ¹⁰	KPSS (константа, тренд) ¹¹
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

В табл. 2 представлены результаты тестирования на стационарность с учетом возможных структурных сдвигов в уровнях исследуемых переменных. Использованы два вида тестов на эндогенные структурные сдвиги: тест Эндрюса – Зивота [Andrews, Zivot, 1992] на один структурный сдвиг и тест [Clemente, Montañés, Reyes, 1998] на два структурных сдвига. Проведенные дополнительные тесты выявили значимые структурные сдвиги. Для всех переменных оба вида тестов однозначно утверждают, что на 5%-м уровне значимости нельзя отвергнуть нулевую гипотезу о нестационарности исследуемых временных рядов, поскольку расчетные тестовые статистики меньше критических значений. Первые разности переменных являются стационарными, как в тестах без учета структурных сдвигов, так и с их учетом. Таким образом, все исследуемые временные ряды имеют один единичный корень.

Таблица 2. Тесты на единичные корни с учета одного и двух структурных сдвигов¹²

Переменные	Тест Andrews, Zivot (1992) на один структурный сдвиг в уровнях		Тест Clemente, Montañés, Reyes (1998) на два структурных сдвига	
	t-статистика	Даты структурных сдвигов	t-статистика	Даты структурных сдвигов
Численность занятых	-3,597	2003q3	-3,646	2000q3, 2005q4
Уровень безработицы	-3,371	2000q1	-3,124	1997q4, 2001q2
Реальная заработная плата	-4,036	1998q3	-3,789	2002q4, 2006q4
Оплата труда в ВВП на одного занятого	-4,334	1998q2	-3,167	2002q4, 2007q2
Производительность труда	-3,382	2004q1	-3,063	2000q2, 2005q1
ВВП	-4,029	2004q1	-3,027	2002q4, 2006q2
Критическое значение (5%)	-4,80		-5,490	

¹⁰ В тесте KPSS (константа) вставляется константа в базовую спецификацию.

¹¹ В тесте KPSS (константа и тренд) вставляется константа и тренд в базовую спецификацию.

¹² Все переменные взяты в логарифмах (кроме уровня безработицы) и очищены от сезонности.

На следующем этапе 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 стандартная экономическая теория предсказывает положительное влияние производительности на зарплату. Вместе с тем достаточно популярна концепция «эффективной зарплаты», которая предсказывает обратное направление влияния, объясняемое стимулирующим действием высокой оплаты на трудовые усилия работников (см., например, [Shapiro, Stiglitz, 1984]). В ряде работ представлены эмпирические подтверждения того, что оплата труда действительно может оказывать влияние на производительность [Millea, 2002]. Dohmen, Lehmann, Schaffer [2014] интерпретировали полученные ими данные исследований на микроуровне как косвенное подтверждение актуальности данной гипотезы применительно к России.

Еще большая неопределенность характерна для связи между производительностью и безработицей – здесь неясно не только направление, но и знак влияния [Wakeford, 2004]. Повышение производительности может снизить необходимое число работников, увеличив тем самым безработицу, либо, напротив, повысить объем производства, сократив безработицу. Blanchard, Solow, Wilson [2007] на основе анализа данных для США высказали предположение, что быстрый рост производительности может вызвать краткосрочное повышение безработицы, однако затем она стабилизируется (или даже несколько снижается). По их мнению, в любом случае маловероятно, что данное влияние окажется значительным. Есть и механизмы, которые могут действовать в обратном направлении: высокая безработица стимулирует трудовые усилия, а при сокращениях в первую очередь увольняются наименее эффективные работники – и то и другое повышает производительность. Gali [1996] показал, что характер данной взаимосвязи существенно зависит от природы испытываемых экономикой шоков: если преобладают технологические шоки, то рост производительности ассоциируется со снижением занятости, тогда как при шоках спроса производительность и занятость имеют положительную связь.

Результаты применения теста Гренджера ко всем парам рассматриваемых показателей приведены в табл. 3а и табл. 3б, где представлены соответствующие p -значения теста. Поскольку все исследуемые ряды нестационарны, 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 гг. и 1999–2008 гг.) и для разного числа запаз-

дываний. Максимальное число запаздываний, которое мы рассматриваем, – 1,5 года (шесть кварталов). Данный выбор был сделан на основании информационных критериев. Оценки, дающие основания отвергнуть представленные в левой колонке гипотезы на уровне значимости 5%, отмечены в таблице серым цветом.

Таблица 3а. Расчетные значения теста причинности по Гренджеру для периода 1995–2013 гг. и разного числа лагов¹³

	Число лагов				
	1	2	4	5	6
Производительность не причина безработицы	0,044	0,009	0,018	0,010	0,022
Безработица не причина производительности	0,177	0,034	0,044	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	0,009
Зарплата не причина безработицы	0,208	0,209	0,066	0,001	0,003
Безработица не причина зарплаты	0,349	0,101	0,113	0,022	0,014

Таблица 3б. Расчетные значения теста причинности по Гренджеру для периода 1999–2008 гг. и разного числа лагов¹⁴

	Число лагов				
	1	2	4	5	6
Производительность не причина безработицы	0,438	0,277	0,541	0,536	0,397
Безработица не причина производительности	0,550	0,591	0,008	0,007	0,028
Зарплата не причина производительности	0,730	0,047	0,054	0,075	0,210
Производительность не причина зарплаты	0,017	0,070	0,000	0,000	0,000
Зарплата не причина безработицы	0,086	0,297	0,463	0,042	0,104
Безработица не причина зарплаты	0,824	0,649	0,087	0,093	0,125

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

¹³ В таблице представлены p -значения для проверки нулевых гипотез, указанных в первом столбце. Все переменные взяты в первых разностях.

¹⁴ В таблице представлены p -значения для проверки нулевых гипотез, указанных в первом столбце. Все переменные взяты в первых разностях.

Таблица 4. Наличие (+) или отсутствие (–) вероятной причинной связи между показателями рынка труда

	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 оказывает явное причинное влияние на зарплату, на всем же периоде такая связь слаба. Вероятно, это объясняется тем, что в ходе кризиса 1998 г. всплеск инфляции привел к падению реальной зарплаты сверх снижения производительности, а в 2009 г., напротив, искусственная поддержка обменного курса обеспечила сравнительную стабильность зарплаты несмотря на падение производительности.

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

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

Один из выводов на основе проведенного анализа состоит в том, что среди анализируемых переменных самой «экзогенной» (т.е. определяемой внешними по отношению к рынку труда факторами), очевидно, является производительность труда. Два других рассматриваемых показателя – зарплата и безработицы – в этом отношении выглядят сопоставимыми. В дальнейшем мы воспользуемся этим результатом при построении моделей.

Взаимосвязь между исследуемыми переменными оценивалась с помощью векторных моделей авторегрессии. Поскольку предварительный анализ показал, что все исследуемые ряды нестационарны, в случае их коинтеграции целесообразно использовать векторную модель коррекции ошибками (VECM). Тем самым обеспечивается возможность изучить 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 одно коинтеграционное соотношение. Модель векторной авторегрессии коррекции ошибками представима 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), ε_t – вектор случайных ошибок. Предполагается, что ε_t представляет собой вектор нормально распределенных случайных величин с нулевым матожиданием и ковариационной матрицей Ω . Выражение $\beta' X_t$ – *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. Получение адекватных оценок требует, чтобы переменные включались в порядке убывания «экзогенности»: первой – самая «экзогенная» переменная, последней – самая «эндогенная». Анализ причинности, проведенный в предыдущем разделе, показал, что первой переменной в системе должна быть производительность труда. Зарплата и безработица сопоставимы между собой в этом отношении, поэтому проверялись оба варианта их последовательности.

Выше отмечалось, что мы рассматриваем несколько вариантов определения основных переменных и два варианта покрываемого периода. В табл. 5 перечислены все рассматриваемые варианты спецификации моделей.

Таблица 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 работника	ВВП на работника	Добавленная стоимость в основных ценах на работника	ВВП на 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

Один из важных аспектов анализа рынка труда состоит в проверке возможной асимметрии его реакций на положительные и отрицательные шоки. Abbritti, Fahr [2011], продолжая серию более ранних работ, обнаруживают асимметрию в адаптации зарплаты и безработицы в ряде стран ОЭСР: на этапе спада номинальные размеры зарплаты снижаются незначительно, что ведет к резкому уменьшению занятости. При подъеме, напротив, занятость восстанавливается сравнительно медленно, вследствие чего весь бизнес-цикл оказывается «скошенным»: за резким глубоким спадом следует медленный более продолжительный подъем. В работе Agraia, Curci [2010] показывается, что подобная ситуация наблюдалась и в период последнего международного кризиса. 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, Harris, Silverstone [2001] показали, что, использование линейной модели закона Оукена при наличии асимметрии может привести к ошибочному выводу об отсутствии долгосрочной связи между производством и безработицей.

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

Для того чтобы учесть потенциальную асимметрию, помимо модели (2) мы также рассмотрели векторные модели коррекции ошибками с асимметрией, так называемые TAR- и MTAR-модели¹⁵ [Hansen, 1996]. В этих моделях подстройка к положительным и отрицательным шокам разделяется и оценивается отдельно¹⁶. Обозначим коинтеграционное соотношение $e_t = \beta' X_t$, тогда спецификация модели TAR для векторной модели коррекции ошибками выглядит так:

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

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

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 α_1 и α_2 должны быть отрицательными. Однако они могут иметь различные значения. Мы тестируем гипотезу о равенстве этих коэффициентов для проверки гипотезы об асимметричности подстройки. Подобная спецификация для моделирования рынка труда использовалась, например, Pascalau [2007].

В работе также рассматривается векторная MTAR-модель коррекции ошибками. Спецификация этой модели имеет следующий вид:

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

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

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

2. Полученные результаты

В качестве первого шага мы проверяли гипотезу об асимметричности реакций 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 коинтеграционных соотношений (табл. 6). Для уравнения заработной платы значим коэффициент при положительном коинтеграционном соотношении, и он имеет отрицательный знак. Это означает, что после положительных

¹⁵ Для векторных моделей коррекции ошибками также встречаются обозначения TVECM и MTVECM.

¹⁶ В данном случае мы рассматриваем ноль в качестве порогового значения.

шоков заработная плата возвращается к своему долгосрочному тренду. Точечное значение коэффициента при положительном шоке больше, чем при отрицательном. Однако статистических различий между коэффициентами при положительном и отрицательном коинтеграционном соотношении нет. Следовательно, гипотеза о наличии асимметрии подстройки отвергается. Однако для модели MTAR статистические различия в коэффициентах скорости подстройки статистически различаются на 10%-м уровне значимости.

Значимый коэффициент, но уже при отрицательном коинтеграционном соотношении, получился в уравнении уровня безработицы. Получается, что уровень безработицы сильнее реагирует на отрицательные шоки заработной платы, чем на положительные (точечный коэффициент гораздо больше). Коэффициент при подстройке отрицательный, следовательно, после отрицательных шоков безработица также возвращается к своему долгосрочному тренду. Причем безработица быстрее возвращается к долгосрочному равновесию после отрицательных шоков. Но, как и ранее, статистических различий в коэффициентах при отрицательном и положительном коинтеграционном соотношении нет. Таким образом, можно сделать вывод, что подстройка к долгосрочному соотношению не имеет значимой асимметричности.

Таблица 6. Результаты скорости подстройки асимметричных моделей TAR (3) и MTAR (4), и модели VECM (2) для первой спецификации

Коэффициент	Модель TAR			Модель MTAR		
	Производительность	Уровень безработицы	Заработная плата	Производительность	Уровень безработицы	Заработная плата
α_1				-0,111**	-0,838*	-0,174***
	-0,089 (0,075)	-0,494 (0,649)	-0,156*** (0,063)	(0,055)	(0,497)	(0,047)
α_2				0,023	-1,513***	-0,054
	-0,007 (0,118)	-2,242*** (1,029)	-0,076 (0,099)	(0,066)	(0,595)	(0,056)
$\alpha_1 = \alpha_2$, $F(1, n-k)$	0,25	1,51	0,33	3,34 [#]	1,05	3,83 [#]
Модель VECM						
α	-0,060 (0,049)	-1,093*** (0,431)	-0,129*** (0,041)			

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

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 запаздыванию). Напомним, что все переменные, кроме уровня безработицы, бра-

лись в логарифмической форме и сглаживались на сезонность. В табл. 7 представлены полученные коэффициенты модели (2).

Таблица 7. Результаты оценивания моделей VECM – коэффициенты в коинтеграционных соотношениях

Зависимая переменная – оплата труда

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

Примечание. Все коэффициенты значимы на уровне 1%.

Все коэффициенты коинтеграционных уравнений, независимо от спецификации, имеют высокосignимые 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 ли анализируемый период финансовые кризисы или нет. Все три коэффициента уравнения практически совпадают для полного и «спокойного» периодов наблюдения. В обоих случаях мы получаем, что рост производительности труда на 1% ведет к росту заработной платы на 0,59%, а повышение уровня безработицы на 1 процентный пункт влечет за собой снижение заработной платы на 14% и 12% в спецификации 1 и 2 соответственно.

В спецификациях 3 и 4 модели (2) результаты остаются качественно аналогичными, однако чувствительность показателей оплаты труда к показателям производительности оказывается несколько выше, чем в первых двух спецификациях. При этом чувствительность заработной платы к уровню безработицы в третьей спецификации оказывается такой же, как во второй, а в четвертой спецификации коэффициент для уровня безработицы снижается (по абсолютной величине), составляя –0,07.

Построенные соотношения позволяют сделать общий вывод о том, что на российском рынке труда сформировались вполне устойчивые механизмы адаптации, определяющие высокую устойчивость долгосрочных связей между основными показателями.

Следующий шаг анализа состоял в построении функций импульсного отклика изучаемых переменных на шоки в размере одного стандартного отклонения, характеризующих краткосрочные механизмы подстройки.

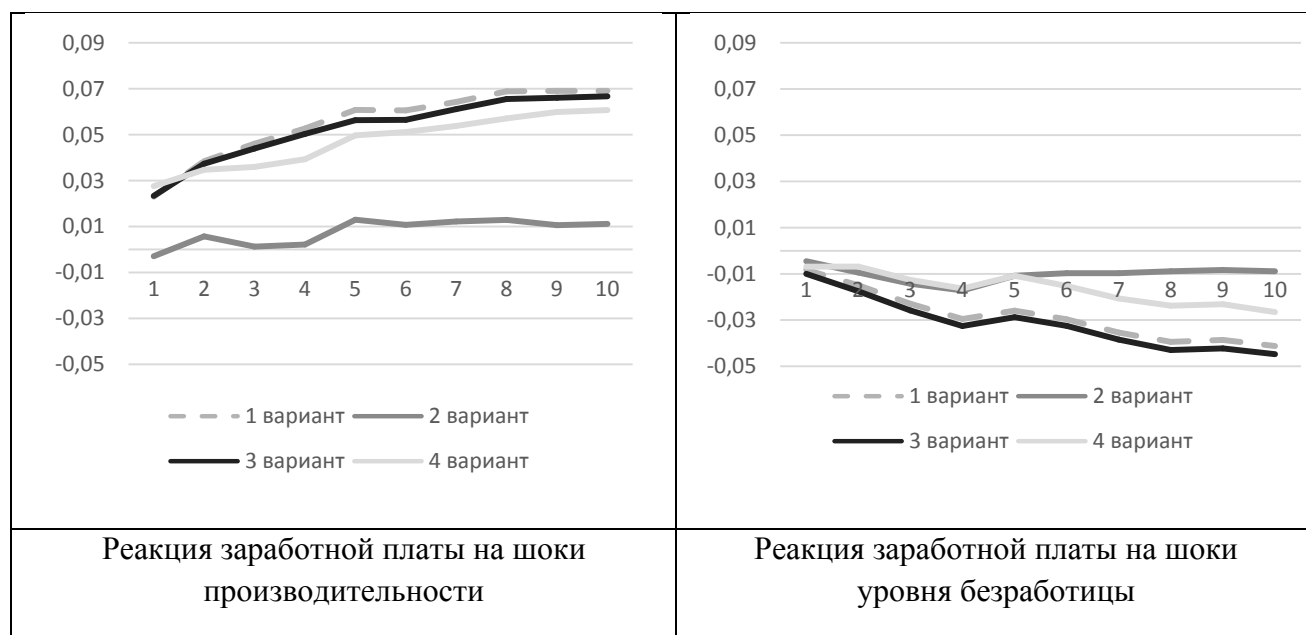


Рис. 5. Функции импульсного отклика для заработной платы в разных спецификациях модели

Как показывает рис. 5, реакция заработной платы на шоки производительности для спецификаций 1, 3 и 4 идентична: заработная плата растет в ответ на шоки производительности, причем рост продолжается до 7 периодов после шока, т.е. 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 оказывается примерно в 7 раз более слабой, и 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 среди всех 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, 4 на 62% больше, чем в варианте 2). Однако даже с учетом этого фактора реакция во втором варианте спецификации оказывается значительно более слабой.

На рис. 6 представлена реакция уровней безработицы на шоки производительности и зарплаты. Отклики на шоки производительности выглядят сходно с реакциями зарплаты, представленными выше, на рис. 5. Для моделей 1, 3, 4, построенных на всем рассматриваемом наборе данных, здесь 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) сходит к нулю.

Реакция уровня безработицы на шоки зарплаты отличается от остальных функций отклика тем, что здесь она оказывается очень незначительной во всех вариантах.

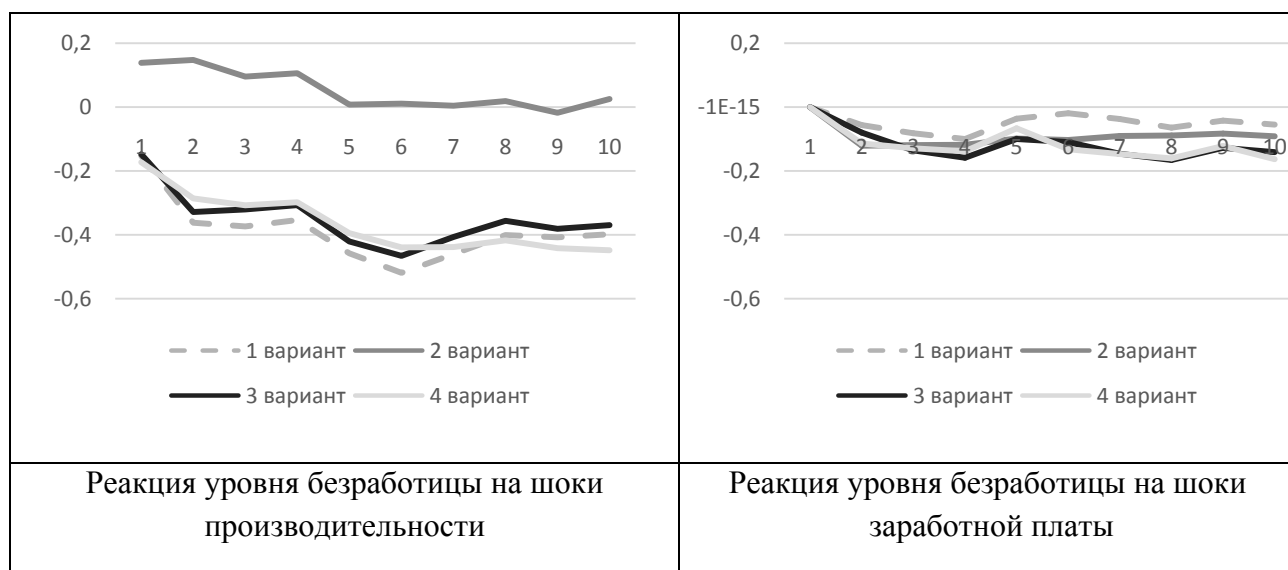


Рис. 6. Функции импульсного отклика для уровней безработицы в разных спецификациях моделей

Суммируя анализ импульсных откликов, можно заключить, что в период между кризисами российский рынок труда очень слабо реагирует на краткосрочные шоки (сохраняя при этом в неизменном виде 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 1–2 лет происходят значимые изменения базовых показателей рынка труда – оплаты труда и безработицы. Особняком стоит реакция безработицы на шоки зарплаты – здесь отклик оказывается близок к нулевому во всех вариантах.

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

3. Обсуждение результатов

Приведенные результаты свидетельствуют 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 – следовательно, его можно считать достаточно достоверным. Полученные связи имеют знаки, соот-

ветствующие экономической логике, то же относится и к направлению причинно-следственных зависимостей. Сказанное позволяет говорить о РРТ как о давно сложившемся и достаточно зрелом.

В некоторых случаях полученные оценки позволяют сделать общие выводы о механизмах действия российского рынка труда. Рассмотрим, например, коэффициент при безработице, который определяется совместным действием двух эффектов: с одной стороны, обратной зависимостью между оплатой труда и безработицей, а с другой – связью между производительностью и безработицей, знак которой, как отмечалось выше, *априори* неясен. 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.

Важный вывод состоит в отсутствии значимой асимметрии реакций РРТ на положительные и отрицательные отклонения от равновесия (например, на увеличение и снижение производительности), что косвенно свидетельствует об отсутствии данной ригидности рынка труда, наблюдаемой во многих странах.

Далее, наш анализ отвергает действие в российской экономике некоторых механизмов рынка труда – в первую очередь это касается «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., модель достаточно хорошо описывает фактическую динамику реальной зарплаты при заданных значениях двух других базовых показателей. В частности, за весь период с I квартала 1996 г. по III квартал 2013 г. она предсказывает рост реальной заработной платы в 3,14 раза по сравнению с фактическим ее ростом в 3,02 раза. При этом анализ показывает, что практически равный вклад в этот рост вносит 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, тот факт, что рост производительности (и объема производства) сопровождался существенным снижением безработицы, вдвое ускорил рост реальной оплаты труда.

Приведенные расчеты объясняют кажущийся парадокс. Выше отмечалось, что реальная величина заработной платы в российской экономике росла быстрее, чем производительность труда (это видно на рис. 4). С другой стороны, все полученные оценки коэффициента

эластичности зарплаты по производительности (представленные в табл. 7) существенно ниже единицы, поэтому, казалось бы, первый показатель должен расти медленнее второго. Как мы показали, опережающий рост оплаты труда определялся наблюдавшимся в России характером связи между производительностью труда и безработицей.

Отметим, что при использовании показателя оплаты труда по системе национальных счетов его отношение к производительности труда равно удельному весу оплаты труда в ВВП. Анализ показывает, что при использовании спецификации 4 (использующей данный индикатор оплаты труда) остается в силе тот же вывод: воздействия динамики производительности и безработицы на оплату труда сопоставимы между собой и их расчетный общий эффект превышает фактическое изменение производительности. Следовательно, наш анализ объясняет повышение отношения оплаты труда к производительности и тем самым впервые получает объяснение необычная динамика доли оплаты труда в ВВП. Как показано на рис. 7, этот показатель почти неизменно рос на протяжении последних восьми лет, что противоположно долгосрочной тенденции его снижения в большинстве других стран [Karabarbounis, Neiman, 2013]. Поскольку модель роста российской экономики имела в качестве «побочного эффекта» повышение удельного веса оплаты труда в ВВП, становится очевидно, что эта модель имела естественные пределы и не могла долго сохраняться в неизменном виде.

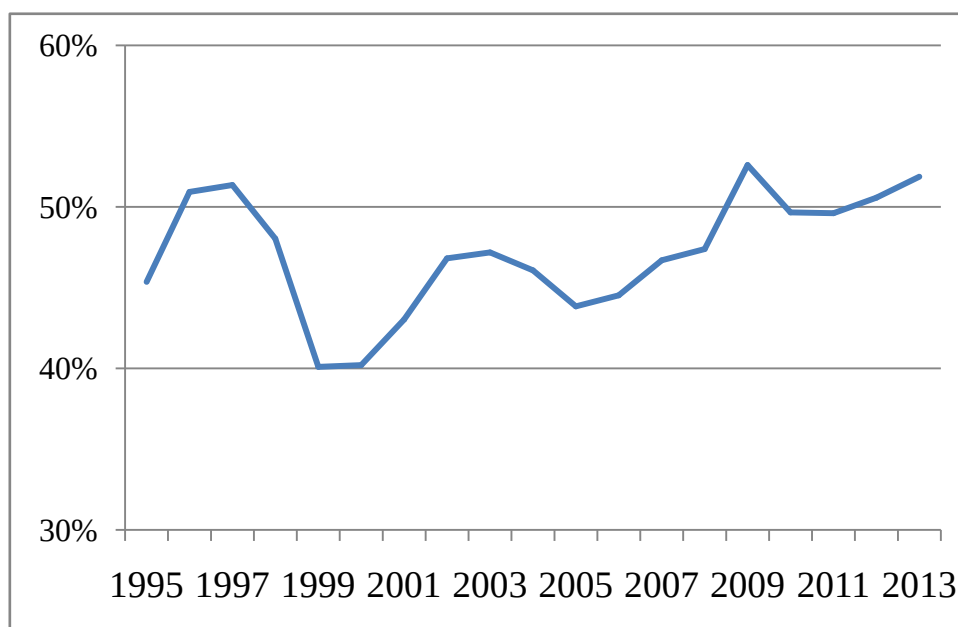


Рис. 7. Доля оплаты труда в ВВП

Еще один важный урок из проведенного анализа состоит в том, что для получения полной картины действия 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 выше в табл. 7, долгосрочная зависимость заработной платы от производительности труда характеризуется (при неизменном уровне безработицы), в зависимости от выбранной спецификации, эластичностью 0,57–0,72. Для сравнения мы собрали в табл. 8 опубликованные оценки соответствующих параметров для других стран или групп стран. Во всех включенных в таблицу случаях строились коинтеграционные соотношения, связывающие между собой производительность, зарплату и безработицу (хотя для некоторых стран коэффициент при безработице оказывался незначимым и поэтому этот показатель не включался в окончательное уравнение). В большинстве случаев строились такие же уравнения, как в настоящей работе, в нескольких случаях имелись некоторые несущественные модификации. Как видно из табл. 8, по показателю эластичности Россия занимает медианную позицию среди отдельных стран (так же, как 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, оставаясь существенно ниже единицы (чем выгодно отличается от Великобритании и ЮАР). Панельные регрессии по группам стран дают значения, близкие к нашим оценкам эластичности для России.

Таким образом, сравнительный анализ построенных уравнений не поддерживает гипотезу о том, что российский рынок труда выделяется повышенной острой реакцией заработной платы на шоки производительности труда. Иными словами, один из двух основных элементов стандартной концепции «российской модели рынка труда» не находит подтверждения.

Таблица 8. Оценки эластичности долгосрочной связи между производительностью труда и зарплатой

	Страны	Источник оценки	Период наблюдения	Эластичность зарплаты по производительности труда
1	Малайзия	Goh, Wong [2010]	1970–2005	1,223
2	Великобритания	Pascalau [2007]	1960–2005	1,13
3	Швеция	Pascalau [2007]	1960–2005	0,787
4	Испания	Pascalau [2007]	1960–2005	0,745
5	Россия	Настоящая работа	1995–2013	0,59
6	ЮАР	Wakeford [2004]	1990–2002	0,58
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 «формирующихся рынков»	Klein [2012]	1996–2009	0,48*

Примечание. * – коэффициент коинтеграционного соотношения, не включающего безработицу.

Для проверки второго элемента этой концепции, по-видимому, лучше всего подходит межстрановое сопоставление коэффициентов Закона Оукена. Для этого нами была построена зависимость изменения безработицы u от темпов роста ВВП y в постоянных ценах: $u_t - u_{t-1} = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t$, где ε_t – случайная ошибка, α и β – оцениваемые коэффициенты. Коэффициент β называют коэффициентом Оукена. Оценка этого коэффициента для России по годовым данным за период с 1995 г. по 2013 г. оказалась –0,17.

В табл. 9 полученный результат сравнивается с оценками, полученными по странам ОЭСР в работе Kargi [2014]. В этой публикации оценивались такие же уравнения и рассматривался достаточно близкий период времени (правда, по годовым, а не квартальным данным) – 1987– 2012 гг. Сопоставление приведенных оценок показывает, что в России реакция безработицы на изменение динамики производства несколько слабее, чем в среднем по странам ОЭСР. Однако то же относится и к другим странам с формирующимися рынками. Отметим, что ряд развитых стран (как Германия или Япония) имеет еще более слабую реакцию безработицы на замедление/ускорение роста.

Таблица 9. Оценка зависимости изменения безработицы от темпов экономического роста

Страны	Оценка коэффициента b_1	Страны	Оценка коэффициента b_1
США	-0,45	Мексика	-0,21
Канада	-0,38	Южная Корея	-0,19
Франция	-0,31	Россия	-0,17
Великобритания	-0,29	Турция	-0,16
ОЭСР в целом	-0,27	Германия	-0,15
Италия	-0,22	Япония	-0,10

Источник: Россия – оценка авторов, остальные страны – Kargi [2014].

Подводя итоги, мы можем констатировать, что российский рынок труда не отличается ни повышенной реакцией зарплаты, ни пониженной реакцией занятости на шоки производительности или объемов 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, по крайней мере с точки зрения долгосрочных механизмов, выглядит как воплощенная «норма». Долгосрочные связи устойчивы и значимы (тогда как, например, 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 реакций. В целом проведенный анализ не обнаруживает 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], Arpaia, Mourre [2009], Clar, Dreger, Ramos [2007]. Как выглядит в этом отношении Россия?

В том, что касается формирования зарплаты, степень свободы в российской экономике высока благодаря сочетанию целого ряда факторов:

- скромной роли профсоюзов в формировании оплаты труда [ОЭСР-2011];
- значительному (более трети) 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 защиты занятости в России лишь незначительно превышает средний уровень по 34 странам, входящим в эту организацию¹⁷, составляя 2,42 по шкале от 0 до 6 по сравнению с 2,29 в среднем по ОЭСР. Занятость защищена сильнее, чем в США, Южной Корее или Бразилии, но меньше, чем в Германии, Индии или Китае. Однако, судя по всему, формальные ограничения не оказывают значимых ограничений на политику российских работодателей. При ухудшении показателей работы предприятия, как правило, автоматически снижается зарплата, в результате чего часть работников добровольно увольняется. Но и без этого администрация имеет широкие возможности регулировать занятость [ОЭСР-2011].

Другие потенциальные искажения действия рынка труда в России также сравнительно слабы: установленная минимальная зарплата невелика (в 2013 г. она составила 17% от фактической средней зарплаты), пособия по безработице малы 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 значимых потенциальных источников «административной ренты».

Таким образом, краткий обзор институтов рынка труда показывает отсутствие значимых препятствий, ограничивающих его эффективность, – иными словами, нет оснований воспринимать полученные нами результаты как неожиданность. Что в таком случае следует рассматривать как специфику российского рынка труда? Это должно стать предметом дальнейших исследований.

¹⁷ База данных ОЭСР по защите занятости <www.oecd.org/employment/protection>. Содержание и построение показателей, представленных в этой базе, обсуждается в Venn [2009].

Литература

- Ахундова О.В., Коровкин А.Г., Королев И.Б. (2005) Взаимосвязь динамики ВВП и безработицы: теоретический и практический аспект / под ред. А.Г. Коровкина. «Научные труды ИПП РАН». С. 471–497.
- Гафаров Б.Н. (2011) Кривая Филлипса и становление рынка труда в России // Экономический журнал ВШЭ. № 2. С. 155–176.
- Капельюшников Р.И. (2001) Российский рынок труда: адаптация без реконструкции // М.: Изд. дом ВШЭ. С. 1–304.
- ОЭСР (2011) Обзоры ОЭСР по рынку труда и социальной политике: Российская Федерация.
- Abbritti M., Fahr S. (2011) Macroeconomic Implications of Downward Wage Rigidities // ECB Working Paper No 1321. P.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. P. 251–270.
- Arpaia A., Curci N. (2010) EU labour market behaviour during the *Great Recession* // European Economy – Economic Papers. No. 405. P. 1–53.
- Arpaia A., Mourre G. (2009) Institutions and Performance in European Labour Markets: Taking a Fresh Look // European Economy – Economic Papers. No. 391. P. 1–51.
- Blanchard O., Solow R., Wilson B. (2007) Productivity and Unemployment // MIT unpublished manuscript. P.1–25.
- Blanchard O., Katz L. (1999) Wage dynamics: reconciling theory and evidence // American Economic Review. No. 89. P. 69–74.
- Clar M., Dreger C., Ramos R. (2007) Wage Flexibility and Labour Market Institutions: A Meta-Analysis, Kyklos No. 60 (2). P. 145–163.
- Clemente J., Montañés A., Reyes M. (1998) Testing for a unit root in variables with a double change in the mean // Economics Letters. Elsevier. Vol. 59 (2). P. 175–182.
- Darius R., Nkusu M., Thomas A. et al. (2010) Cross-Cutting Themes in Employment Experiences during the Crisis // IMF Staff Position Note. P. 1–22.
- 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. P. 504–531.

ECB (2012) Euro Area Labour Markets and the Crisis // Occasional Paper Series. No. 138. P. 1–122.

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.

Gali J. (1996) Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? NBER Working Paper 5721.

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.

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. Issue 53.

Harris R., Silverstone B. (2001) Testing for asymmetry in Okun's law: a cross-country comparison // Economics Bulletin. No. 5 (2). P. 1–13.

Ibragimov M., Karimov J., Permyakova E. (2012) Unemployment and Output Dynamics in CIS Countries: Okun's Law Revisited. Kiev, EERC Working paper No E13/04.

IMF (2010) Unemployment Dynamics During Recessions and Recoveries: Okun's Law and Beyond // World Economic Outlook. Ch. 3. April. P. 87–126.

Karabarbounis L., Neiman B. (2013) The Global Decline of the Labor Share. NBER Working Paper 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. P. 77–85

Klein N. (2012). Real Wage, Labor Productivity, and Employment Trends in South Africa: A Closer Look // IMF Working Paper WP/12/92.

Konings J., Lehmann H. (2002) Marshall and Labor Demand in Russia: Going Back to Basics // Journal of Comparative Economics. No. 30. P. 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. No. 54 (1–3). P. 159–178.

Layard R., Richter A. (1995) Labour market adjustment – the Russian way // Aslund, Anders (ed.). Russian Economic Reform at Risk. Pinter, London, UK. P. 119–148.

Meager N., Speckesser S. (2011) Wages, productivity and employment: A review of theory and international data // European Employment Observatory. P. 1–73.

Millea M. (2002) Disentangling the Wage-Productivity Relationship: Evidence from Select OECD Member Countries // International Advances in Economic Research. Vol. 8. No. 4. P. 314–323.

OECD (2013) Protecting jobs, enhancing flexibility: A new look at employment protection legislation. Ch. 2 // OECD Employment Outlook 2013. OECD. P. 65–126.

Pascalau R. (2007) Productivity Shocks, Unemployment Persistence, and the Adjustment of Real Wages in OECD Countries. MPRA Paper No. 7222. P. 1–31.

Shapiro C., Stiglitz J. (1984) Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device// American Economic Review. Vol. 74. No. 3. P. 433–444.

Venn D. (2009). Legislation, Collective Bargaining and Enforcement // OECD Social, Employment and Migration Working Papers. No. 89. P. 1–56.

Wakeford J. (2004) The productivity-wage relationship in South Africa: an empirical investigation // Development Southern Africa. No. 21. P. 109–132.

Woitek U. (2004) Real Wages and Business Cycle Asymmetries. CES IFO Working Paper No. 1206. P. 1–28.

Gurvich, E., Vakulenko, E.

Modeling the mechanism of Russian labor market [Electronic resource] : Working paper WP3/2014/08 / Vakulenko, E. Gurvich, E. ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (1 Mb). – Moscow : Higher School of Economics Publ. House, 2014. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 33 p. (In Russian.)

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. 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 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 nor weak reaction of employment to productivity or output shocks.

Key words: labour market, wage, unemployment rate, labour productivity

Препринт WP3/2014/08
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Вакуленко Елена Сергеевна, Гурвич Евсей Томович

Моделирование механизмов российского рынка труда