

**Экономика труда** **ГИБКОСТЬ ЗАРАБОТНЫХ ПЛАТ В РОССИИ:  
 ЧТО ПОКАЗЫВАЮТ МИКРОДАННЫЕ?** **Виктор ЛЯШОК, Марина ЛОПАТИНА**

Виктор Юрьевич Ляшок — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник Института социального анализа и прогнозирования, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82); научный сотрудник лаборатории исследований рынка труда, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20); старший научный сотрудник Центра финансов социальной сферы, Научно-исследовательский финансовый институт (РФ, 127006, Москва, Настасьинский пер., 3, стр. 2).  
E-mail: victorlyashok@gmail.com

Марина Валерьевна Лопатина — младший научный сотрудник Института социального анализа и прогнозирования, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82); младший научный сотрудник лаборатории исследований рынка труда, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20).  
E-mail: lopatina.marina1693@gmail.com

**Аннотация**

В статье исследуется эластичность (гибкость) заработных плат по уровню безработицы и ВВП в России. Применена методология, использующая в качестве основного источника информации по заработным платам панельные микроданные по трудовым доходам отдельных индивидов. Такой подход позволяет избежать ряда сложностей, возникающих при применении агрегированных данных по динамике средних заработных плат. Полученные оценки позволяют сделать несколько выводов. Во-первых, итоги их сравнения с оценками по зарубежным странам, основанными на той же методологии, подтверждают выводы о высокой степени цикличности реальных заработных плат по уровню безработицы в России, при том что эластичность заработных плат по ВВП оказалась на уровне оценок по другим странам. Во-вторых, использование микроданных позволило оценить гибкость заработных плат для отдельных групп работников и на разных видах рабочих мест, то есть гетерогенность этого показателя. Как следует из расчетов, наиболее эластичные заработные платы у молодых мужчин, живущих в городах и работающих в организациях частного сектора или в неформальном секторе. В-третьих, показано, что реальная заработная плата тех, кто меняет работу в течение года, более эластична, чем заработная плата тех, кто остается у одного работодателя. Таким образом, межфирменная мобильность работников на рынке труда вносит определенный вклад в высокую цикличность заработных плат в России: во время экономического подъема работники в среднем переходят на более высокооплачиваемые рабочие места, во время спада — на низкооплачиваемые.

**Ключевые слова:** гибкость заработных плат, цикличность заработных плат, мобильность рабочей силы, уровень безработицы, экономические циклы.

**JEL:** J30, O57.

## Введение

**П**родолжительные наблюдения за реальными заработными платами в США и многих других развитых странах свидетельствовали о том, что их динамика слабо зависит от подъемов и спадов в экономике. На жесткость заработных плат указывали многие исследователи (цит. по [Solon et al., 1994]):

- Роберт Лукас (1977): «Наблюдаемые заработные платы хотя и не постоянны на протяжении экономических циклов, но и не показывают уверенной про- или контрцикличности»;
- Оливье Бланшар и Стенли Фишер (1989): «Корреляция между динамикой реальных заработных плат и изменениями в выпуске или занятости обычно слабо положительна, но зачастую статистически незначима»;
- Грегори Мэнкью (1989): «На протяжении типичного бизнес-цикла занятость чрезвычайно волатильна, в то время как детерминанты предложения труда — реальные заработные платы и ставка процента — изменяются лишь незначительно».

На основании этого макроэкономисты строили модели, основывающиеся на предпосылке об ацикличности заработных плат на рынке труда (Джон Кейнс, Милтон Фридман, Эдмунд Фелпс).

Но к началу 1990-х годов в ряде исследований предпосылка жесткости реальных заработных плат была поставлена под сомнение. В исследовании [Solon et al., 1994] показано, что жесткость этого показателя возникает из-за того, что в качестве индикатора динамики оплаты труда обычно используется средняя заработная плата в экономике. Авторы указали на проблему, возникающую при использовании этого параметра: при снижении численности занятых во время экономических кризисов обычно первыми увольняют низкопроизводительных работников. Таким образом, на разных стадиях бизнес-циклов структура занятости меняется: в кризис доля низкоквалифицированной рабочей силы сокращается, во время подъема — растет. Изменение структуры занятости влияет на среднюю заработную плату: массовые увольнения людей с низким уровнем квалификации поднимают среднюю заработную плату, если заработная плата тех, кто сохранил рабочее место, не меняется. Однако если уровень оплаты труда оставшихся работников снижается, показатель средних заработных плат по агрегированным данным будет показывать отсутствие динамики.

Исходя из этого оценка гибкости заработных плат должна строиться на панельных микроданных обследований, позволяющих

проследить, как меняются реальные заработки у тех работников, кто остается на рынке труда, на разных стадиях бизнес-циклов. Гэри Солон с соавторами оценили характер поведения реальных заработных плат в США в 1967–1987 годах и установили статистически значимый и довольно высокий уровень их эластичности (более чем в два раза выше, чем при анализе по макроданным средних заработных плат). Таким образом, авторы показали, что динамика заработных плат носит отчетливо проциклический характер.

Дальнейший анализ сфокусировался на причинах подобной проциклическости. Пол Девере в исследовании [Devereux, 2001] указал на несколько механизмов, вызывающих этот эффект. Во-первых, рост заработных плат во время подъемов и падение в кризисы обеспечиваются особенностями формирования заработной платы: эластичность (гибкость) будет выше у работающих на повременной ставке, чем у работающих в условиях постоянного оклада. Повышает эластичность наличие премий или других видов бонусов, в том числе за сверхурочную работу. Во-вторых, было показано, что подстройка заработных плат происходит за счет внешней мобильности работников, их переходов к другим работодателям — эластичность у не меняющих работодателя работников оказывается ниже. Этот вывод позднее был подтвержден и дополнен на основании административных данных по Великобритании [Devereux, Hart, 2006]. В этом исследовании показано, что эластичность заработных плат выше не только у тех, кто меняет работодателя, но и у тех, кто, оставаясь у того же работодателя, меняет рабочее место. Таким образом, проциклическость заработных плат возникает как благодаря действиям работников, переходящих с одного рабочего места на другое, так и благодаря работодателям, которые могут изменять заработную плату за счет переменной части.

Подход для анализа гибкости заработной платы, использующий микроданные, стал активно использоваться исследователями для изучения рынка труда не только в США, но и в других развитых странах мира. Были рассчитаны коэффициенты эластичности для Великобритании [Devereux, Hart, 2006; Peng, Siebert, 2007], Германии [Peng, Siebert, 2007; Stüber, 2016], Испании [De la Roca, 2014], Италии [Peng, Siebert, 2008], Португалии [Carneiro et al., 2012; Martins et al., 2012], Южной Кореи [Shin, 2012]. Использование единой методологии и близких по характеристикам выборок дает возможность сравнивать страны по эластичности заработных плат, хотя вопрос о причинах различий между странами по этому показателю остается дискуссионным. Полученные в упомянутых исследованиях коэффициенты

полуэластичности<sup>1</sup> заработных плат по уровню безработицы<sup>2</sup> представлены в табл. 1 Приложения, по ВВП — в табл. 2 Приложения. Во всех рассмотренных исследованиях выявлена статистически значимая процикличность заработных плат, однако разброс коэффициентов довольно высок: рост уровня безработицы на 1 п.п. ведет к снижению заработных плат у мужчин на 0,4% в Испании, на 1,2–1,4% — в США, на 3,4% — в Южной Корее и на 9% — в северных регионах Италии. Анализ показал также, что внутрискановая гетерогенность гибкости заработных плат между различными группами занятых выше межскановой: у мужчин она значительно больше, чем у женщин, в большинстве стран; значение имеют и размеры компании, в которой работает индивид.

В работе [Гимпельсон, Капелюшников, 2015] было отмечено, что в России феномен высокой гибкости заработной платы проявился еще в самом начале рыночных реформ. Даже на агрегированных данных можно было установить высокую цикличность этого показателя: к 1999 году средние заработные платы снизились в реальном выражении на две трети по сравнению с уровнем 1991 года, в то время как снижение численности занятых было относительно невысоким. Всё это указывало на то, что на российском рынке труда сформировались особые механизмы подстройки к кризисам.

Авторы указанного исследования объясняли этот феномен существованием ряда механизмов, позволяющих работодателю сохранять работников во время экономических спадов; в числе этих механизмов значительная доля переменной части в структуре заработных плат, возможность задерживать выплаты (особенно до 2000 года), высокая доля скрытой части заработных плат, высокая инфляция. Тем не менее авторы не стремились количественно оценить эластичность заработных плат в России.

В кризис 2009 года средняя заработная плата снизилась всего на 3,5%, и это породило дискуссию о возможной смене модели рынка труда в России, но во время кризиса 2015 года падение со-

---

<sup>1</sup> Для оценки цикличности заработных плат по ВВП используется коэффициент эластичности (показывает, на сколько процентов изменяются заработные платы при изменении ВВП на 1%); для оценки цикличности заработных плат по уровню безработицы используется коэффициент полуэластичности (показывает, на сколько процентов изменяются заработные платы при изменении уровня безработицы на 1 п.п.).

<sup>2</sup> Зачастую в качестве основного индикатора бизнес-цикла использовалась динамика уровня безработицы. Отметим, что применяемый в зарубежной и российской литературе термин «полуэластичность заработных плат по безработице» представляется не очень удачным. Между этими двумя показателями нет каузальной связи, иначе говоря, динамика численности безработных напрямую не влияет на заработные платы работников, остающихся на рынке труда. На заработные платы влияет состояние экономики, а уровень безработицы является одним из наиболее распространенных индикаторов делового цикла.

ставило 9%, что говорит о сохранении особенностей российского рынка труда.

Количественной оценке цикличности заработной платы в России и сопоставлению с другими странами посвящена статья [Вакуленко, Гурвич, 2016]. Основываясь на агрегированных национальных и региональных данных по заработной плате за период 1999–2014 годов, авторы установили, что гибкость заработных плат в России оказалась значительно выше, чем в развитых странах и странах с переходной экономикой. Однако, как было показано ранее, подход, использующий динамику средних величин, обладает определенными недостатками.

В работе [Plekhanov, 2016] предпринимается попытка оценить коэффициент цикличности заработных плат в России на основе панельных данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1996–2011 годы. Результаты оценивания модели в первых разностях показывают, что реальные заработные платы были сильно процикличными в течение указанного периода, с коэффициентом полуэластичности по уровню безработицы, равным  $-4,3$ , что намного выше, чем показатель для США и Великобритании.

Отметим, что объяснения существования процикличности заработных плат в России и за рубежом различаются. Одной из причин гибкости во многих развитых странах является внешняя мобильность работников. Российские же исследования обычно сосредоточены на анализе механизмов подстройки, которыми владеет работодатель.

Целью нашей работы является оценка цикличности заработных плат на основании микроданных за период 2000–2016 годов, в том числе эластичности заработных плат у работников, меняющих работодателей и остающихся на тех же рабочих местах на разных этапах бизнес-циклов. Последнее позволяет косвенно подтвердить, что мобильность работников также оказывает значимое влияние на высокую гибкость заработных плат в России. Наконец, использование микроданных дает возможность исследовать гибкость заработных плат не только в целом по России, но и для отдельных групп занятых и на различных рабочих местах. Поэтому дополнительная цель исследования заключалась в оценке гетерогенности динамики заработных плат.

Почему вообще можно ожидать, что в России коэффициенты цикличности заработных плат, полученные на основании динамики средних значений, могут отличаться от оценок, полученных на основании микроданных? С одной стороны, во время кризиса в России так же, как и в других странах, наблюдается рост безработицы, хоть и не столь значительный. С другой стороны, российский экономический рост после 2000 года сопровождался ростом заня-

тости. Ясно, что группы, приходящие и уходящие с рынка труда на разных стадиях экономического цикла, отличались по многим характеристикам от постоянно трудившихся на протяжении последних пятнадцати лет. Поэтому динамика средних заработных плат в России может быть искажена так же, как и в других странах.

## 1. Методология

Расчет оценок эластичности реальных заработных плат в России основывался на методологии, применяемой в исследовании [Solon et al., 1994] и в других исследованиях по зарубежным странам, указанным выше.

Согласно этой методологии модель заработной платы можно представить в виде следующего уравнения, являющегося синтезом кривой Филлипса и уравнения Минцера:

$$\begin{aligned} \ln W_{it} = & \alpha_1 + \alpha_2 YEAR_t + \alpha_3 YEAR_t^2 + \\ & + \alpha_4 (U_t - \delta_1 - \delta_2 YEAR_t - \delta_3 YEAR_t^2) + \\ & + \alpha_5 Z_i + \alpha_6 X_{it} + \alpha_7 X_{it}^2 + \alpha_8 Z_i X_{it} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (1)$$

где заработная плата отдельного индивида  $i$  в год  $t$  зависит от двух основных компонент.

1. Компонента общестрановых изменений:  $U_t$  — уровень безработицы в стране (или другой индикатор делового цикла);  $(U_t - \delta_1 - \delta_2 YEAR_t - \delta_3 YEAR_t^2)$  — безработица, очищенная от структурной динамики, иначе говоря, циклическая компонента динамики безработицы;  $\alpha_1 + \alpha_2 YEAR_t + \alpha_3 YEAR_t^2$  — тренд заработных плат, представляющий структурный рост. Таким образом, предполагается, что логарифм заработных плат в пределах исследуемого периода растет квадратично, однако может отклоняться от тренда на разных стадиях бизнес-циклов<sup>3</sup>. Описанная компонента представляет собой традиционную кривую Филлипса.

2. Вторая компонента — характеристики индивида, влияющие на его заработную плату:  $Z_i$  — вектор различных неизменных во времени характеристик индивида, например пол и образование;  $X_{it}$  и  $X_{it}^2$  — изменяющиеся во времени характеристики: общий трудовой стаж (рассчитываемый для России как возраст за вычетом количества лет обучения и дошкольных семи лет) и квадрат тру-

<sup>3</sup> Зачастую, особенно при оценках на макроуровне, вместо тренда используют показатель производительности труда (см. обзор в [Вакуленко, Гурвич, 2016]). Однако использование этого фактора на российских данных вызывает вопросы. В условиях, когда единственным механизмом подстройки рынка труда к кризисам является занятость, динамика производительности труда отражает только структурные изменения в экономике. Однако если основным механизмом подстройки являются заработные платы, в то время как занятость остается достаточно стабильной величиной, изменения производительности труда зависят не только от структурных, но и циклических факторов.

дового стажа респондента<sup>4</sup>. Включение в спецификацию модели  $Z_i X_{it}$  и  $X_{it}^2$  позволяет учесть нелинейность роста заработных плат и зависимость его от различных индивидуальных характеристик. Например, заработные платы у людей с высшим образованием будут расти быстрее, чем у людей, имеющих среднее общее. Эта компонента представляет собой простую форму уравнения Минцера.

Исключение второй компоненты при использовании несбалансированной выборки аналогично использованию агрегированных показателей заработной платы, что приводит к структурному смещению. Действительно, средневзвешенное среднее второй компоненты по всем индивидам, то есть  $\alpha_5 Z_i + \alpha_6 X_{it} + \alpha_7 X_{it}^2 + \alpha_8 Z_i X_{it}$ , изменяется из года в год и может коррелировать с ситуацией в экономике. Например, во время кризисов компании могут избавляться в первую очередь от низкопроизводительных работников. Если занятость низкоквалифицированных сотрудников в большей степени зависит от экономических циклов, чем занятость высококвалифицированных, то полученные на основании агрегированных показателей коэффициенты гибкости заработных плат оказываются смещенными.

Оценка коэффициента  $\alpha_4$  из уравнения (1) позволяет сделать вывод о характере поведения заработных плат: если  $\alpha_4 > 0$ , заработные платы носят контрциклический характер,  $\alpha_4 < 0$  — проциклический,  $\alpha_4 = 0$  — ациклический.

Из уравнения (1) можно вывести, какие факторы будут влиять на изменения реальной заработной платы у отдельного индивида  $i$  в период  $[t-1; t]$ :

$$\Delta \ln W_{it} = \beta_1 + \beta_2 \text{YEAR}_t + \beta_3 \Delta U_t + \beta_4 X_{it} + v_{it}, \quad (2)$$

где

$$\begin{aligned} \Delta \ln W_{it} &= \ln W_{it} - \ln W_{it-1}, \\ \beta_1 &= \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4(\delta_3 - \delta_2) + \alpha_6 - \alpha_7, \\ \beta_2 &= 2(\alpha_3 - \alpha_4 \delta_3), \\ \beta_3 &= \alpha_4, \\ \beta_4 &= 2\alpha_7, \\ v_{it} &= \alpha_8 Z_i + \Delta \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

Коэффициенты  $\beta_1$  и  $\beta_2$  отражают линейную зависимость динамики индивидуальных трудовых доходов от состояния экономики

<sup>4</sup> В оригинальной модели стаж был единственной из всех учтенных характеристик индивида, которые могут изменяться во времени. Это связано с тем, что изменение многих таких характеристик во времени может быть вызвано спадом или ростом экономики, что создает проблему эндогенности. Причем это может быть связано не только с изменением характеристик рабочего места на разных этапах бизнес-цикла, но и с подстройкой размеров домохозяйства [Абанкова, Локшин, 2014].

и средних заработных плат в стране, а также от трудового стажа индивида;  $\beta_3$  аналогична коэффициенту  $\alpha_4$  из модели (1) и отвечает за коэффициент цикличности;  $\beta_4$  отражает степень выпуклости возрастного профиля заработных плат. Последняя компонента ( $v_{it}$ ) включает те характеристики заработной платы, которые не зависят от экономического цикла, а также изменения случайной ошибки.

Уравнение (2) возможно оценить с помощью метода наименьших квадратов, но стандартные ошибки оценок коэффициентов могут быть смещены в силу коррелированности ошибок  $v_{it}$  у разных индивидов в один момент времени. Работники, опрошенные в один и тот же момент времени, сталкиваются с экономическими, политическими и социальными факторами, которые могут влиять на заработную плату всех занятых в одном и том же году. В результате  $v_{it}$  для всех наблюдений в определенном году будут коррелировать между собой, поскольку разделят общий для этих наблюдений временной эффект.

Поэтому, чтобы получить несмещенные оценки, уравнение (2) в работе Солонга с коллегами и в других перечисленных в обзоре исследованиях, использующих ту же методологию, эконометрически оценивается в два шага.

На первом шаге на данных по отдельным индивидам оценивается модель следующего вида:

$$\Delta \ln W_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 X_{it} + \sum_{t=1}^T \mu_t D_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где  $D_t$  — фиктивная переменная года, равная единице, если наблюдение проводилось в год  $t$ .

Полученные на первом шаге оценки коэффициентов при фиктивных переменных годов  $\hat{\mu}_t$  используются на втором шаге в качестве зависимой переменной. Этот вектор оценок, полученный на основе микроданных, отражает динамику средней заработной платы за исследуемый период. При этом данная динамика заработных плат будет отличаться от полученной на основании агрегированных данных за счет:

- учета заработных плат только тех индивидов, которые работали как в год  $t$ , так и в год  $t - 1$ ;
- контроля трудового стажа. Поскольку используется выборка остающихся на рынке труда, динамика их зарплат зависит не только от изменений в экономике, но и от индивидуальных характеристик респондентов.

Таким образом,  $\hat{\mu}_t$  представляет собой вектор изменений реальных заработных плат, очищенный от изменений в структуре занятости.

На втором шаге используются макроданные и размер выборки уменьшается до количества годов в исследуемом периоде:

$$\hat{\mu}_t = \varphi_1 + \varphi_2 YEAR_t + \varphi_3 \Delta U_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где  $\Delta U_t$  — динамика уровня безработицы,  $\varphi_3$  — коэффициент цикличности реальных заработных плат.

Уравнение (4) основано на уравнении (2) и предполагает, что динамика заработных плат остающихся на рынке труда зависит, во-первых, от структурных изменений ( $\varphi_1 + \varphi_2 YEAR_t$ ), во-вторых, от циклических колебаний уровня безработицы или другого показателя делового цикла ( $\Delta U_t$ )<sup>5</sup>. Реальные заработные платы в исследуемый период растут по некоторому тренду с ускорением или замедлением, в зависимости от знака при коэффициенте  $\varphi_2$ .

## 2. Данные и основные результаты

В качестве основной базы данных для исследования использовался Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ ВШЭ)<sup>6</sup>. Респондентам этого обследования задаются вопросы об их положении на рынке труда (включая размеры заработной платы), особенностях занимаемого ими рабочего места, об их социально-демографических характеристиках, а также о структуре домохозяйства, к которому они относятся. Опрос проводится на ежегодной основе с 1994 года (за исключением 1997 и 1999 годов), обследование носит панельный характер, что позволяет получить непрерывные ежегодные изменения заработных плат одних и тех же индивидов с 2000 по 2016 годы. К сожалению, база не репрезентативна по регионам, поэтому возможно получить оценки эластичности только по стране в целом.

Представляется, что использовать данные 1990-х годов, даже при их наличии, некорректно. В этот период происходила активная трансформация российской экономики, в результате разделить эффекты влияния краткосрочных бизнес-циклов и структурные изменения в экономике весьма затруднительно. Отдельной проблемой является невозможность получить динамику реальных заработных плат: оценки инфляции в первой половине

<sup>5</sup> Отметим, что здесь  $\Delta U_t$  отражает именно циклические изменения этого показателя, в то время как структурные изменения  $\Delta U_t$  (тренд не зависящих от бизнес-цикла изменений ВВП или уровня безработицы) включаются в компоненту  $\varphi_1 + \varphi_2 YEAR_t$ .

<sup>6</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE) проводится Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел-Хилле и Института социологии РАН. Сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.crc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>.

1990-х не точны (см. подробнее в [Гимпельсон, Капелюшников, 2008]), во второй половине десятилетия становятся массовыми задержки заработных плат. К 2000 году период активной трансформации экономики завершился, что позволяет предположить, что оценки коэффициентов эластичности заработных плат за период с 2000 года по настоящее время будут достаточно стабильными.

В расчетах по микроданным РМЭЗ ВШЭ использовался показатель среднемесячной заработной платы по основному месту работы за последние 12 месяцев после вычета налогов и отчислений<sup>7</sup>. Вопрос о заработной плате по основному месту работы задавался только работникам предприятий, что исключает из анализа большинство занятых в неформальном секторе. Для получения реальных заработных плат использовался региональный индекс потребительских цен, все доходы приводились к уровню цен 2016 года.

Основная проблема с использованием данных РМЭЗ ВШЭ — их расхождение с данными Росстата по заработным платам<sup>8</sup>. Причин таких расхождений множество: различаются и выборка (Росстат исследует заработные платы до налогообложения у наемных работников предприятий, РМЭЗ позволяет получить данные после налогообложения по более широкому кругу категорий занятых, в том числе в неформальном секторе, и может включать заработную плату «в конверте»), и источники данных (Росстат полагается на статистику предприятий, РМЭЗ — на ответы населения). Различия возникают из-за разных временных интервалов: в РМЭЗ опросы проводятся в последние месяцы осени и задаются вопросы о заработной плате за последние 30 дней, а также среднемесячном заработке за последние 12 месяцев; Росстат публикует ежемесячную и сводную ежегодную динамику заработных плат.

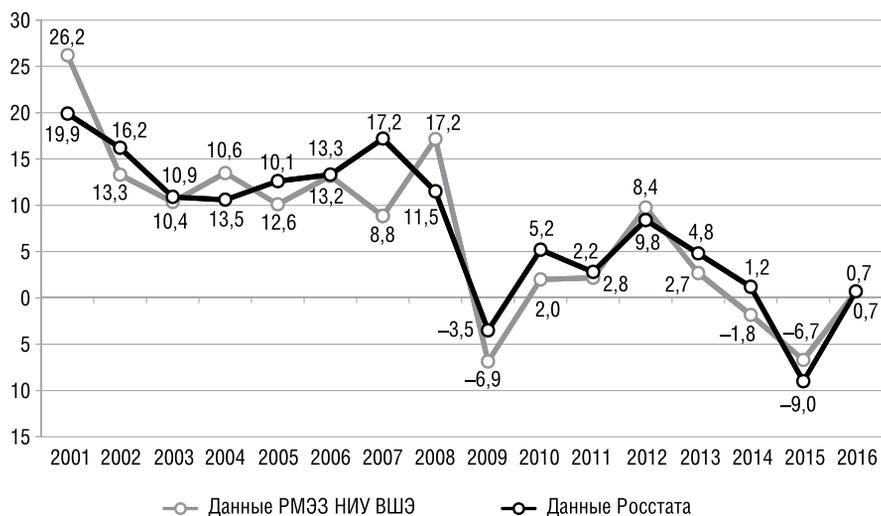
В рамках нашей статьи более важным является сопоставление не величин заработных плат, а их динамики. На рис. 1 представлены изменения реальных заработных плат начиная с 2001 года<sup>9</sup>. В среднем отклонение составляет 2,8 п.п., причем рост заработков по данным РМЭЗ ВШЭ был несколько ниже, чем по данным Росстата<sup>10</sup>. Но в целом отклонения не столь критичны. Обе кривые показывают тенденцию уменьшения с 2001 года темпов роста реальных заработных плат. Таким образом, данные РМЭЗ ВШЭ позволяют выделить основные тренды по динамике заработных

<sup>7</sup> В отдельных случаях использовался также вопрос о заработной плате после вычета налогов по основному месту работы за последние 30 дней.

<sup>8</sup> См. сборники «Российский статистический ежегодник» разных лет и приложение к ним на сайте [www.gks.ru](http://www.gks.ru).

<sup>9</sup> В качестве индикатора заработной платы использовалась переменная среднемесячной заработной платы за последние 12 месяцев.

<sup>10</sup> Различия в динамике роста заработных плат в 2001 году может быть связано с переходом на плоскую шкалу НДФЛ в этом году.



Источники: данные РМЭЗ ВШЭ (<https://www.hse.ru/r/mms>) и Росстата ([www.gks.ru](http://www.gks.ru)), расчеты авторов.

Рис. 1. Сопоставление динамики реальных заработных плат по данным РМЭЗ и Росстата (%)

плат и к тому же получить данные по отдельным группам работников на рынке труда. Тем не менее полученные далее результаты, основанные на базе РМЭЗ ВШЭ, следует рассматривать не как точные оценки гибкости зарплат в России, а, скорее, как отражающие определенные тренды.

При анализе выборка ограничивалась мужчинами в возрасте 25–59 лет и женщинами в возрасте 25–54 лет. Ограничение снизу связано с особенностями методологии: предполагается, что в этой возрастной группе уровень образования остается постоянным, а индивид с наибольшей вероятностью попадает в категорию занятых. Включение группы 15–24-летних очевидным образом противоречит этой предпосылке. Исключение пенсионных возрастов объясняется тем, что поведение этой возрастной группы на рынке труда значительно отличается от поведения других возрастных групп в силу появления дополнительного источника дохода и проблем со здоровьем.

Важным остается вопрос о том, какой показатель экономических циклов использовать. Классическим показателем, наиболее оперативно и точно отражающим взлеты и падения экономики, является уровень безработицы. В России, однако, отношение к уровню безработицы как к показателю бизнес-цикла неоднозначно. С одной стороны, в ряде работ указывается, что особенности российского рынка труда делают этот показатель практически нерепрезентативным [Гимпельсон, Капелюшников, 2015]. С другой — сформировалась позиция, согласно которой особенности

рынка труда не мешают воспринимать указанный показатель как «нормальный», иначе говоря, точно отражающий ситуацию на рынке труда и в целом в экономике [Вакуленко, Гурвич, 2016].

Т а б л и ц а 1

## Кoeffициенты гибкости заработной платы: основные результаты

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы		ВВП	
	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий
Полная выборка	-2,26** (0,931)	х	0,48** (0,192)	х
Мужчины	-2,54** (0,998)	различия статистически незначимы	0,62*** (0,195)	*
Женщины	-2,00** (1,083)		0,38* (0,212)	

Примечания. 1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 2. \*, \*\*, \*\*\* — коэффициент или различия между коэффициентами значимы на 10-, 5- и 1-процентном уровнях. 3. х — не применимо.

Основным индикатором делового цикла в зарубежных исследованиях по этой теме является уровень безработицы, поэтому в настоящей работе тоже применяется этот показатель. Но с учетом особенностей российской модели труда основным показателем экономической активности выступает динамика ВВП. Это дает возможность получить оценку характера поведения заработных плат с помощью двух традиционно используемых индикаторов делового цикла, а также проверить, возможно ли в России использование уровня безработицы как показателя бизнес-цикла.

В качестве зависимой переменной на первом шаге использовалось изменение логарифма почасовой заработной платы за последние 12 месяцев<sup>11</sup>.

Основные результаты представлены в табл. 2<sup>12</sup>. Согласно расчетам для полной выборки коэффициент полуэластичности заработных плат по уровню безработицы в России в 2000–2016 годах составил -2,26, хотя 95-процентный доверительный интервал показывает довольно большой разброс: от -0,24 до -4,26. Это означает, что увеличение уровня безработицы в России на 1 п.п. сопровождается снижением заработной платы на 2,3%. Коэффициент эластичности по ВВП составляет 0,48, то есть увеличение ВВП в постоянных ценах на 1% приводит к росту реальных заработных плат на 0,5%.

<sup>11</sup> Для расчета среднечасовой заработной платы использовались вопросы: «За последние 12 месяцев какова была Ваша среднемесячная зарплата на Вашем предприятии после вычета налогов — независимо от того, платят Вам ее вовремя или нет?» и «Сколько часов в среднем продолжается Ваша обычная рабочая неделя?» — где число часов умножается на четыре.

<sup>12</sup> Результаты практически не изменились после использования на втором шаге взвешенного метода наименьших квадратов, где в качестве весов использовался ежегодный размер выборки при оценках на первом шаге.

Т а б л и ц а 2

## Коэффициенты гибкости заработной платы: проверка устойчивости результатов

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы		ВВП	
	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий
Полная выборка за исключением военных и с/х работников	-2,24** (0,975)	x	0,49** (0,196)	x
Дополнительные переменные в модели	-2,14** (0,932)	x	0,48** (0,160)	x
<i>Другие индикаторы заработной платы</i>				
Заработная плата за последние 30 дней	-3,53*** (0,838)	x	0,77*** (0,205)	x
Среднемесячная заработная плата в течение последних 12 месяцев	-2,63** (0,909)	x	0,57** (0,190)	x
<i>Индикатор делового цикла: изменение уровня безработицы среди мужчин/женщин</i>				
Мужчины	-2,29** (0,989)	***	x	
Женщины	-1,05 (1,260)			

*Примечания.* 1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 2. \*, \*\*, \*\*\* — коэффициент или различия между коэффициентами значимы на 10-, 5- и 1-процентном уровнях. 3. x — не применимо.

Для мужчин уровень гибкости зарплат оказался в полтора раза выше, чем для женщин (однако различия статистически незначимы)<sup>13</sup>. Однако эластичность заработных плат по ВВП статистически значимо выше у мужчин, чем у женщин.

Коэффициенты полуэластичности заработных плат по уровню безработицы в России превышают оценки практически по всем другим странам мира, кроме Южной Кореи (табл. 1 Приложения). Тем не менее коэффициенты эластичности заработных плат по уровню ВВП оказались на уровне таких стран, как США, Португалия, Германия, и в два раза ниже, чем в Южной Корее (табл. 2 Приложения). Таким образом, наши результаты подтверждают, что в России сформировалась особая модель рынка труда, которая продолжает действовать и в настоящее время. Она характеризуется низкой (но статистически значимой) цикличностью уровня безработицы, тогда как цикличность заработных плат с 2000 года оказалась на уровне других стран.

Расчеты в [Plekhanov, 2016] показали более высокую гибкость заработных плат (-4,3). Представляется, что это связано, во-

<sup>13</sup> Различия между коэффициентами тестировались с помощью теста Вальда.

первых, с различными временными интервалами (в данной работе анализировался период 1996–2011 годов), во-вторых, с тем, что автор включал в выборку занятых в неформальном секторе и использовал другой показатель заработных плат.

Полученные результаты позволяют сформулировать еще один важный вывод. Благодаря сложившимся представлениям о российской модели рынка труда уровень безработицы в России не рассматривается как качественный индикатор делового цикла. Тем не менее наши оценки показывают статистически значимую связь между заработными платами и уровнем безработицы, а другие исследования подтверждают, что в России выполняется закон Оукена [Вакуленко, Гурвич, 2015]. Таким образом, уровень безработицы является в России не менее эффективным показателем, отражающим состояние экономики, чем уровень промышленного производства и ВВП, и при этом публикуется официальными статистическими ведомствами ежемесячно.

Для проверки устойчивости результатов применялось несколько методов (табл. 2). В оригинальную модель были включены другие факторы, которые изменяются во времени: семейное положение, количество детей, должность согласно ISCO (первая цифра кода). Это не изменило результаты. Использовались два альтернативных показателя, характеризующих заработную плату, — заработная плата за последние 30 дней и среднемесячная заработная плата в течение последних 12 месяцев (без учета часов работы в обоих случаях). Применение последнего показателя не дало значимых изменений, в то время как при использовании первого в качестве индикатора динамики заработных плат коэффициенты цикличности выросли. Это может объясняться включением в выборку занятых в неформальном секторе, а также неучетом часов работы.

Для оценки цикличности оплаты труда мужчин и женщин в качестве индикаторов делового цикла использовались также соответствующие этой гендерной группе уровни безработицы. В результате пропала статистическая значимость при коэффициенте полуэластичности заработных плат для женщин.

Наконец, расчеты проводились также на ограниченной выборке без военных и сельскохозяйственных служащих. Никаких существенных изменений от представленных ранее результатов обнаружено не было.

### **3. Оценка гибкости заработных плат у мобильных работников**

Для расчета гибкости заработных плат у менявших и неменявших работодателя использовались модифицированные уравне-

ния (3) и (4), позволяющие выделить оценку вклада от изменения работодателя. Уравнение (3) модифицировалось в следующее:

$$\Delta \ln W_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 X_{it} + \sum_{t=1}^T \mu_{1t} D_t + \sum_{t=1}^T \mu_{2t} M_t D_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

где  $M_t = 1$ , если индивид с момента прошлого опроса сменил работодателя,  $M_t = 0$ , если остался работать у того же работодателя,  $\mu_{1t}$  — коэффициенты при фиктивных переменных годов (в этой спецификации они отражают изменения средней заработной платы в стране, очищенные в том числе от изменений заработной платы у тех, кто сменил работодателя с момента последнего опроса),  $\mu_{2t}$  — коэффициенты при фиктивных переменных годов для тех, кто сменил работодателя. Иными словами, коэффициенты  $\mu_{2t}$  означают дополнительный вклад в гибкость заработных плат в стране от мобильности работников.

Соответственно, уравнение (4) модифицируется следующим образом:

$$\hat{\mu}_{xt} = \varphi_1 + \varphi_2 YEAR_t + \varphi_3 \Delta U_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где при  $x = 1$  оценивается эластичность реальных заработных плат для остающихся у одного и того же работодателя,  $x = 2$  — дополнительный вклад в эластичность от мобильности работников. Результаты расчетов представлены в табл. 3.

Т а б л и ц а 3

**Коэффициенты гибкости заработной платы: мобильность работников**

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы	ВВП
Коэффициент цикличности для неменявших работодателя	-1,88* (0,882)	0,35* (0,191)
Дополнительный вклад от межфирменной мобильности работников	-4,16* (2,259)	1,33*** (0,275)

*Примечания.* 1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 2. \*, \*\*, \*\*\* — коэффициент значим на 10-, 5- и 1-процентном уровнях.

Гибкость заработных плат у неменявших работодателя работников меньше, чем в среднем по экономике, но продолжает оставаться отрицательной и статистически значимой. Это означает, что российские работодатели обладают определенной возможностью регулировать реальные заработные платы своих работников в зависимости от стадии бизнес-цикла, например через индексацию зарплат ниже инфляции.

При этом цикличность реальных заработных плат у работников, сменивших работодателя, значительно выше, чем у тех, кто остается в течение года у того же работодателя. Это косвенно показывает, что внешняя мобильность является еще одним, дополнительным фактором высокой гибкости заработных плат в Рос-

сии, особенно с учетом довольно высокого уровня межфирменной мобильности [Гимпельсон, Капелюшников, 2015]. Однако и среди оставшихся занятых коэффициент составляет  $-1,88$ , что выше, чем в большинстве других исследований по теме.

#### 4. Гетерогенность по гибкости заработных плат

Использование микроданных по динамике заработных плат позволяет определить коэффициенты не только в целом для рынка труда, но и для отдельных его сегментов — для различных групп занятых и для различных рабочих мест. Для этого полная выборка разделялась на отдельные подвыборки по отдельным возрастам, уровню образования и другим характеристикам занятых или занимаемых ими рабочих мест.

В табл. 4 представлены результаты оценок эластичности заработной платы по уровню безработицы и ВВП. Все оценки разделены на три группы: коэффициенты цикличности заработных плат у различных выборок занятых, разделенных по социально-демографическим характеристикам, по занимаемым ими рабочим местам<sup>14</sup> и по размерам заработной платы.

Т а б л и ц а 4

Коэффициенты гибкости заработной платы: гетерогенность

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы		ВВП	
	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий
<i>Гетерогенность по социально-демографическим характеристикам занятых</i>				
Возраст				
25–29 лет	-3,78*** (1,010)	***	0,81*** (0,229)	**
30–44 года	-2,49** (1,074)		0,49* (0,229)	
45+ лет	-1,50* (0,821)		0,37** (0,160)	
Образование				
среднее общее, в том числе неоконченное	-2,34*** (0,692)	различия статистически незначимы	0,37** (0,172)	**
начальное про- фессиональное	-2,82 (1,699)		0,86*** (0,272)	
среднее про- фессиональное	-1,84 (1,143)		0,48** (0,199)	
высшее	-2,38* (1,224)		0,54** (0,245)	

<sup>14</sup> При расчете гетерогенности со стороны рабочих мест выборка ограничивалась только занятыми на одного и того же работодателя в течение года.

## О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 4

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы		ВВП	
	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий
Населенный пункт				
город	-2,37** (0,936)	различия статистически незначимы	0,55** (0,187)	**
село	-1,88** (-1,011)		0,30 (0,229)	
<i>Гетерогенность со стороны рабочих мест (только для занятых в течение года у одного и того же работодателя)</i>				
Бюджетный сектор (2004–2016)	0,78 (1,626)	***	0,13 (0,261)	***
Частный сектор (2004–2016)	-2,52** (0,966)		0,76*** (0,079)	
Синие воротнички (1–4 ОКЗ)	-1,95* (1,043)	различия статистически незначимы	0,35 (0,217)	различия статистически незначимы
Белые воротнички (5–9 ОКЗ)	-1,78** (0,755)		0,36* (0,170)	
Размер фирмы				
до 15 чел.	-3,30*** (0,966)	**	0,46* (0,259)	различия статистически незначимы
15–99 чел.	-1,71 (1,261)		0,18 (0,234)	
100–249 чел.	-1,22 (0,971)		0,34 (0,210)	
больше 250 чел.	-1,95** (0,777)		0,39* (0,201)	
<i>Заработные платы</i>				
Квартили				
1-й (наименьшие трудовые доходы)	-1,49 (1,198)	различия статистически незначимы	-0,04 (0,222)	различия статистически незначимы
2-й	-2,26** (0,825)		0,32 (0,280)	
3-й	-2,61** (1,020)		0,46 (0,318)	
4-й (наибольшие трудовые доходы)	-1,92 (1,40)		0,47 (0,265)	

*Примечания.* 1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 2. \*, \*\*, \*\*\* — коэффициент или различия между коэффициентами значимы на 10-, 5- и 1-процентном уровнях. 3. х — не применимо.

Полученные оценки в целом дают близкие результаты при использовании обоих индикаторов делового цикла, однако не всегда различия в коэффициентах оказываются статистически значимыми. С учетом особенностей функционирования рынка труда в России предпочтения при интерпретации будут отданы оценкам, полученным при использовании динамики ВВП в качестве показателя бизнес-цикла.

Оценки показывают, что эластичность заработных плат снижается с возрастом и выше в городах, чем в селах. Это может объяснять-

ся более высокой мобильностью среди молодежи, а также среди живущих в крупных населенных пунктах, где рынок труда больше (что согласуется с исследованием мобильности разных групп занятых в [Гимпельсон и др., 2016]). При этом, как отмечается в последнем исследовании, более квалифицированные работники обычно менее мобильны на рынке труда, в то время как наши результаты говорят о том, что цикличность их заработных плат выше, чем у низкоквалифицированных. При этом наиболее высока гибкость заработков населения с начальным профессиональным образованием.

Также оказывается, что заработные платы в бюджетном секторе (на государственных предприятиях в сфере образования, здравоохранения, государственного управления) в отличие от частного сектора ацикличны. Статистически значимые различия в гибкости заработных плат синих и белых воротничков обнаружены не были, так же как и между работниками разных доходных групп. Выявлены различия в эластичности между работниками фирм разных размеров, но только по динамике уровня безработицы.

Описанный выше анализ фокусировался на среднемесячных заработных платах только в формальном секторе. Однако можно предположить, что в неформальном секторе гибкость заработных плат выше, чем в формальном. В нем практически нет ограничений со стороны трудового законодательства, что дает работодателю дополнительные механизмы для изменения заработных плат в зависимости от его финансового состояния.

Вопрос о секторе, в котором работает индивид, начал задаваться с 2004 года, однако для работников неформального сектора учитывалась заработная плата за последние 30 дней. Таким образом, анализ различий между формальным и неформальным секторами доступен только для такого не столь качественного показателя динамики заработных плат. В табл. 5 представлены оцен-

Т а б л и ц а 5

**Коэффициенты гибкости заработной платы: формальный и неформальный секторы**

Индикатор делового цикла	Уровень безработицы		ВВП	
	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий	коэффициент цикличности	статистическая значимость различий
Полная выборка	-3,39*** (0,878)	х	0,68** (0,246)	х
Формальный сектор	-2,39** (0,981)	различия статистически незначимы	0,75*** (0,129)	***
Неформальный сектор	-4,52* (2,192)		1,36*** (0,182)	

*Примечания.* 1. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 2. \*, \*\*, \*\*\* — коэффициент или различия между коэффициентами значимы на 10-, 5- и 1-процентном уровнях. 3. х — не применимо.

ки эластичности заработных плат для работников формального и неформального секторов.

При использовании в качестве показателя динамики заработных плат за последние 30 дней уровень эластичности оказывается несколько выше, чем при использовании среднемесячных заработков за последние 12 месяцев. Однако если сосредоточиться только на работниках формального сектора, эластичность их заработных плат оказывается близкой к величине, полученной ранее при альтернативной оценке. Цикличность заработных плат в неформальном секторе почти в два раза выше, чем в формальном (хотя статистически значима разница только при использовании в качестве индикатора делового цикла динамики ВВП). Это неудивительно, поскольку в этом секторе работодатели имеют больше возможностей для изменения заработных плат: при такой форме трудовых отношений работники фактически обладают минимальными возможностями для защиты своих прав. Соответственно, значительная доля занятых в неформальном секторе также приводит в среднем к более высокой гибкости заработных плат в России, чем в других странах.

### **Заключение**

Анализ эластичности реальных заработных плат на основании микроданных подтвердил гипотезу о более высокой гибкости заработных плат в России, чем во многих развитых странах мира. При этом существует гетерогенность в цикличности заработных плат между различными группами занятых и на разных рабочих местах. В исследовании показано, что гибкость заработных плат у работников, меняющих работодателя в течение года, а также тех, кто работает в неформальном секторе, выше.

Полученные выводы имеют определенный прогнозный потенциал: они позволяют предсказывать, как будет меняться гибкость заработных плат в России в связи с изменениями в самой структуре рынка труда. Например, можно предположить, что старение населения приведет к снижению показателей цикличности, тогда как рост неформального сектора и переток занятых из сел в города будет оказывать противоположное влияние.

Наконец, оценки цикличности заработных плат позволяют говорить об однозначной связи заработных плат не только с динамикой ВВП, но и с уровнем безработицы. Следовательно, последний показатель также может восприниматься как качественный индикатор делового цикла. Хотя его динамика менее волатильна, снижение безработицы напрямую связано с экономическим ростом, тогда как повышение однозначно говорит о замедлении экономического роста, что подтверждает применимость уравнения Оукена к условиям России.

## Приложение

## Таблица 1

**Полуэластичность заработных плат по уровню безработицы:  
результаты эмпирических исследований**

Статья	Страна	База данных	Объект наблюдения	Эластичность
[Solon et al., 1994]	США	PSID, 1967–1987	Мужчины/ женщины	-1,40 (0,15)/ -0,53 (0,36)
[Devereux, 2001]	США	PSID, 1970–1991	Полная выборка (только мужчины) Stayers (только мужчины)	-1,16 (0,21) -0,81 (0,20)
[Shin, Solon, 2007]	США	NLSY, 1979–1993	Полная выборка (только мужчины) Stayers (только мужчины)	-1,37 (0,48) -1,17 (0,35)
[Devereux, Hart, 2006]	Велико- британия	NESPD, 1975–2001	Stayers (мужчины/ женщины) Movers (внешняя мобильность) Movers (внутрен- няя мобильность)	-1,73 (0,45)/ -1,66 (0,46) -2,92/-2,49 -1,97/-2,01
[Peng, Siebert, 2007]	Германия	GSEP, 1984–2002	Только мужчины, частный сектор: Западная Германия (малые фирмы — крупные фирмы) Восточная Германия (крупные фирмы)	от -1,53 (0,91) до -0,97 (0,44)  -0,68 (0,34)
	Велико- британия	BHPS, 1991–2004	Только мужчины, частный сектор: малые фирмы — крупные фирмы	от -2,16 (0,90) до -2,69 (1,26)
[De la Roca, 2014]	Испания	MCVL, 1988–2011	Мужчины	-0,40 (0,077)
[Peng, Siebert, 2008]	Италия	ECHP, 1994–2001	Stayers (Север/ Центр и Юг)	-9,11 (2,19)/ -3,14 (3,69)
[Martins et al., 2012]	Порту- галия	Перепись работо- дателей, 1986–2008	Полная выборка Stayers Movers (внешняя мобильность)	-1,25 (0,38) -1,14 (0,37) -2,31 (0,33)
[Carneiro et al., 2012]	Порту- галия	QP, 1986–2007	Stayers	-2,18 (0,63)
[Shin, 2012]	Южная Корея	KLIPS, 1997–2008	Полная выборка (мужчины/ женщины) Movers (мужчины/ женщины) Stayers (мужчины/ женщины)	-3,40 (0,82)/ -2,29 (0,73) -3,72 (0,53)/ -2,69 (0,65) -3,06 (0,90)/ -2,00 (0,82)
[Verdugo, 2015]	Восемь стран ЕС	ECHP, 1994–2001; SILC, 2003–2011	Мужчины/ женщины	-0,69 (0,188)/ -0,58 (0,197)

## О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Статья	Страна	База данных	Объект наблюдения	Эластичность
[Stüber, 2017]	Германия	IAB Beschäftigten-Historik (BeH), 1977–2009	Полная выборка	-1,26 (0,18)
[Plekhanov, 2016]	Россия	РМЭЗ НИУ ВШЭ, 1996–2011	Полная выборка	-4,3 (1,1)
Настоящее исследование	Россия	РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2000–2016	Полная выборка Мужчины/женщины Stayers/Movers	-2,26 (0,931) -2,54 (0,998)/ -2,00 (1,083) -1,88 (0,882)/-6,04

*Примечания.* 1. В скобках указаны стандартные ошибки. 2. Stayers — работники, сохранившие место работы на протяжении года; Movers — работники, сменившие работодателя в течение года.

## Т а б л и ц а 2

## Эластичность заработных плат по ВВП: результаты эмпирических исследований

Статья	Страна	База данных	Объект наблюдения	Эластичность
[Solon et al., 1994]	США	PSID, 1967–1987	Мужчины	0,617 (0,165)
[Martins et al., 2012]	Португалия	Перепись работодателей, 1986–2008	Полная выборка	0,55 (0,09)
[Shin, 2012]	Южная Корея	KLIPS, 1997–2008	Полная выборка (мужчины/женщины)	1,10 (0,35)/ 0,71 (0,31)
[Stüber, 2017]	Германия	IAB Beschäftigten-Historik (BeH), 1977–2009	Полная выборка	0,36 (0,04)
Настоящее исследование	Россия	РМЭЗ НИУ ВШЭ 2000–2016	Полная выборка	0,48 (0,192)

## Литература

1. Абаноква К. Р., Локшин М. М. Влияние эффекта масштаба в потреблении домохозяйств на бедность в России // Экономический журнал ВШЭ. 2014. № 4. С. 80–101.
2. Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т. Взаимосвязь ВВП, безработицы и занятости: углубленный анализ закона Оукена для России // Вопросы экономики. 2015. № 3. С. 5–27.
3. Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т. Гибкость реальной заработной платы в России: сравнительный анализ // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. № 3. С. 67–92.
4. Гимпельсон В., Капелюшников Р. Перестройка на рынке труда: можно ли считать Россию особым случаем? // Экономика России. Оксфордский сборник / Пер. с англ. Кн. 1. М.: Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара, 2015. С. 1173–1225.
5. Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. Российская модель рынка труда: ценовое измерение // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / Под общ. ред. А. В. Полетаева. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008. С. 18–96.
6. Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И., Шарунина А. В. «Дороги, которые мы выбираем»: перемещения на внешнем и внутреннем рынках труда // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 2. С. 201–242.
7. Carneiro A., Guimarães P., Portugal P. Real Wages and the Business Cycle: Accounting for Worker, Firm, and Job Title Heterogeneity // American Economic Journal: Macroeconomics. 2012. No 4(2). P. 133–152.

8. *De la Roca J.* Wage Cyclicity: Evidence from Spain Using Social Security Data // *SERIEs*. 2012. Vol. 5. No 2–3. P. 173–195.
9. *Devereux P. J.* The Cyclicity of Real Wages Within Employer-Employee Matches // *ILR Review*. 2001. Vol. 54. No 4. P. 835–850.
10. *Devereux P. J., Hart R. A.* Real Wage Cyclicity of Job Stayers, Within-Company Job Movers, and Between-Company Job Movers // *ILR Review*. 2006. Vol. 60. No 1. P. 105–119.
11. *Martins P. S., Solon G., Thomas J. P.* Measuring What Employers Do About Entry Wages over the Business Cycle: A New Approach // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2012. Vol. 4. No 4. P. 36–55.
12. *Peng F., Siebert W. S.* Real Wage Cyclicity in Germany and the UK: New Results Using Panel Data. IZA Discussion Papers. No 2688. 2007.
13. *Peng F., Siebert W. S.* Real Wage Cyclicity in Italy // *Labour*. 2008. Vol. 22. No 4. P. 569–591.
14. *Plekhanov S.* Essays on Russian Labour Market Issues. PhD Thesis. School of Economics, The University of Edinburgh. 2016. <https://www.era.lib.ed.ac.uk/bitstream/handle/1842/23375/Plekhanov2017.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.
15. *Shin D.* Cyclicity of Real Wages in Korea // *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*. 2012. Vol. 12. No 1.
16. *Shin D., Solon G.* New Evidence on Real Wage Cyclicity Within Employer–Employee Matches // *Scottish Journal of Political Economy*. 2007. Vol. 54. No 5. P. 648–660.
17. *Solon G., Barsky R., Parker J. A.* Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important Is Composition Bias? // *The Quarterly Journal of Economics*. 1994. Vol. 109. No 1. P. 1–25.
18. *Stüber H.* The Real Wage Cyclicity of Newly Hired and Incumbent Workers in Germany // *The Economic Journal*. 2017. Vol. 127. No 600. P. 522–546.
19. *Verdugo G.* Real Wage Cyclicity in the Eurozone Before and During the Great Recession: Evidence from Micro Data // *European Economic Review*. 2016. Vol. 82. P. 46–69.

Ekonomicheskaya Politika, 2019, vol. 14, no. 4, pp. 96-119

**Victor Yu. LYASHOK**, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 117517, Russian Federation); National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation); Financial Research Institute (3/2, Nastas'inskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation).  
E-mail: victorlyashok@gmail.com

**Marina V. LOPATINA**. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 117517, Russian Federation); National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).  
E-mail: lopatina.marina1693@gmail.com

### **Wage Flexibility in Russia: Empirical Evidence from Microdata Analysis**

#### **Abstract**

The paper discusses the real wage elasticity to unemployment and GDP in Russia. An approach based on panel microdata about earnings of individuals has been applied. This methodology helps to avoid a number of difficulties that are created when aggregated analytical data on the average wage dynamics are used. The

study has indicated some conclusions. Firstly, a review of estimations from other countries based on the same methodology is provided. The results confirm the conclusion about higher wage elasticity to unemployment in Russia than in many developed countries. However, the real wage elasticity to GDP in Russia is comparable with the same elasticity in other countries. Secondly, the use of microdata facilitates the evaluation of real wage flexibility for particular groups of workers and for different types of jobs: in other words, the heterogeneity of wage flexibility. As shown by calculations, wage flexibility is higher for young men living in the city and working in the private or informal sector of the economy. Moreover, it was found that wage flexibility of workers who have changed jobs during the year is higher than that of those who have remained with the same employer. Thus, inter-firm mobility contributes to high wage flexibility in Russia: during economic growth employees, on average, newly start better paid jobs, whereas during crises they switch to low-paid jobs.

*Keywords: real wage flexibility, real wage cyclicality, labor force mobility, unemployment level, business cycles.*

*JEL: J30, O57.*

### References

1. Abanokova K., Lokshin M. Vliyanie efekta masshtaba v potreblenii domokhozyaystv na bednost' v Rossii [The Effect of Adjustment for Economies of Scale in Household Consumption on Poverty Estimates in Russia]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2014, no. 4, pp. 80-101.
2. Vakulenko E. S., Gurvich E. T. Vzaimosvyaz' VVP, bezrobotitsy i zanyatosti: uglublennyy analiz zakona Okuna dlya Rossii [The Relationship of GDP, Unemployment Rate and Employment: In-Depth Analysis of Okun's Law for Russia]. *Voprosy ekonomiki*, 2015, no. 3, pp. 5-27.
3. Vakulenko E. S., Gurvich E. T. Gibkost' real'noy zarabotnoy platy v Rossii: sravnitel'nyy analiz [Real Wage Flexibility in Russia: Comparative Analysis]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2016, no. 3, pp. 67-92.
4. Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I. Perestroyka na rynke truda: mozno li schitat' Rossiyu osobym sluchaem? [Labor Market Adjustment: Is Russia Different?]. In: Weber S., Alexeev M. V. (eds.). *Ekonomika Rossii. Oksfordskiy sbornik. Kn. 1 [The Oxford Handbook of the Russian Economy. Vol. 1]*. Moscow, Institut ekonomicheskoy politiki im. E. T. Gaydara, 2015, pp. 1173-1225.
5. Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I. Rossiyskaya model' rynka truda: tsenovoe izmerenie [Russian Model of Labor Market: Price Measurement]. In: Poletaev A. V. (eds.). *Zarabotnaya plata v Rossii: evolyutsiya i differentsiatsiya [Wages in Russia: Evolution and Differentiation]*. Moscow, Izd. dom GU VShE, 2008, pp. 18-96.
6. Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I., Sharunina A. V. «Dorogi, kotorye my vybiraem»: peremeshcheniya na vneshnem i vnutrennem rynke truda [The Pathways We Choose: Intra- and Interfirm Transitions]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2016, vol. 20, no. 2, pp. 201-242.
7. Carneiro A., Guimarães P., Portugal P. Real Wages and the Business Cycle: Accounting for Worker, Firm, and Job Title Heterogeneity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2012, no. 4(2), pp. 133-152.
8. De la Roca J. Wage Cyclicity: Evidence from Spain Using Social Security Data. *SERIEs*, 2012, vol. 5, no. 2-3, pp. 173-195.
9. Devereux P. J. The Cyclicity of Real Wages Within Employer-Employee Matches. *ILR Review*, 2001, vol. 54, no. 4, pp. 835-850.
10. Devereux P. J., Hart R. A. Real Wage Cyclicity of Job Stayers, Within-Company Job Movers, and Between-Company Job Movers. *ILR Review*, 2006, vol. 60, no. 1, pp. 105-119.

11. Martins P. S., Solon G., Thomas J. P. Measuring What Employers Do About Entry Wages over the Business Cycle: A New Approach. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2012, vol. 4, no. 4, pp. 36-55.
12. Peng F., Siebert W. S. Real Wage Cyclicity in Germany and the UK: New Results Using Panel Data. *IZA Discussion Papers*, no. 2688, 2007.
13. Peng F., Siebert W. S. Real Wage Cyclicity in Italy. *Labour*, 2008, vol. 22, no. 4, pp. 569-591.
14. Plekhanov S. *Essays on Russian Labour Market Issues*. PhD Thesis. School of Economics, The University of Edinburgh. 2016. <https://www.era.lib.ed.ac.uk/bitstream/handle/1842/23375/Plekhanov2017.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.
15. Shin D. Cyclicity of Real Wages in Korea. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 2012, vol. 12, no. 1.
16. Shin D., Solon G. New Evidence on Real Wage Cyclicity Within Employer-Employee Matches. *Scottish Journal of Political Economy*, 2007, vol. 54, no. 5, pp. 648-660.
17. Solon G., Barsky R., Parker J. A. Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important Is Composition Bias? *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, vol. 109, no. 1, pp. 1-25.
18. Stüber H. The Real Wage Cyclicity of Newly Hired and Incumbent Workers in Germany. *The Economic Journal*, 2017, vol. 127, no. 600, pp. 522-546.
19. Verdugo G. Real Wage Cyclicity in the Eurozone Before and During the Great Recession: Evidence from Micro Data. *European Economic Review*, 2016, vol. 82, pp. 46-69.