

DIGITALES ARCHIV

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Žuravleva, Tat'jana Leonidovna

Book

Social'nye l'goty, garantii zanjatosti i korrupcija : čto "štrafuet" bjudžetnikov

Provided in Cooperation with:

National Research University, Moscow

Reference: Žuravleva, Tat'jana Leonidovna (2016). Social'nye l'goty, garantii zanjatosti i korrupcija : čto "štrafuet" bjudžetnikov. Moskva : Izd. dom Vysšej školy èkonomiki.

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/11159/118>

Kontakt/Contact

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel (Germany)
E-Mail: [rights\[at\]zbw.eu](mailto:rights[at]zbw.eu)
<https://www.zbw.eu/econis-archiv/>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Dieses Dokument darf zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Sofern für das Dokument eine Open-Content-Lizenz verwendet wurde, so gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

<https://zbw.eu/econis-archiv/termsfuse>

Terms of use:

This document may be saved and copied for your personal and scholarly purposes. You are not to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public. If the document is made available under a Creative Commons Licence you may exercise further usage rights as specified in the licence.

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

Т.Л. Журавлева

**СОЦИАЛЬНЫЕ ЛЬГОТЫ,
ГАРАНТИИ ЗАНЯТОСТИ И КОРРУПЦИЯ:
ЧТО «ШТРАФУЕТ» БЮДЖЕТНИКОВ**

Препринт WP3/2016/01

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва
2016

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

Журавлева, Т. Л.

Социальные льготы, гарантии занятости и коррупция: что «штрафует» бюджетников [Электронный ресурс]: препринт WP3/2016/01 / Т. Л. Журавлева ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – Электрон. текст. дан. (1 Мб). – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2016. – (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). – 31 с.

В настоящем исследовании используются данные РМЭЗ – ВШЭ для изучения причин существования устойчивых межсекторных различий зарплатных плат в пользу частного сектора на российском рынке труда на протяжении 1994–2014 гг. Мы не находим подтверждения более высоким гарантиям занятости в государственном секторе, тем не менее устанавливаем, что более широкий спектр социальных льгот, предоставляемый в государственном секторе, объясняет как минимум половину межсекторного разрыва зарплатных плат. Более того, выявлено, что домохозяйства с преобладанием работников бюджетного сектора имеют более низкие доходы, при этом поддерживают тот же уровень потребления. Различия в сбережениях и активах не объясняют выявленные расхождения, и делается вывод, что найденные различия вызваны теневыми доходами в бюджетном секторе, т.е. взятками.

Ключевые слова: государственный сектор экономики, межсекторный разрыв заработной платы, РМЭЗ – ВШЭ, Россия

Журавлева Татьяна Леонидовна (GuravlevaT@yandex.ru), Ph.D. in Economics, старший научный сотрудник Института прикладных экономических исследований РАНХиГС

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

© Журавлева Т. Л., 2016
© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2016

Введение

В последние годы опубликован целый ряд исследований, доказывающих, что в России занятые в государственном и, в частности, бюджетном секторах получают значительно более низкие заработные платы, чем сопоставимые работники из частного сектора [Гимпельсон, Лукьянова, 2006a; Гимпельсон, Лукьянова, 2006b; Гимпельсон и др., 2010; Шарунина, 2013; Шарунина, 2015]. Тем не менее причины подобного межсекторного разрыва заработных плат остаются либо полностью за пределами исследований, либо освещаются на уровне гипотез и описательных статистик. А ведь согласно неоклассической экономической теории работники, обладающие схожими показателями человеческого капитала и характеристиками рабочих мест, должны получать одинаковую заработную плату [Hirsh, 2008]. Поэтому эмпирически наблюдаемые устойчивые во времени межсекторные различия в оплате труда могут объясняться лишь тремя причинами. Во-первых, никакие эмпирические методы не дают точных оценок. Наиболее часто применяемый МНК с дамми-переменной для сектора приводит, как правило, к смещенным оценкам, а для использования регрессий с переключением, идеальных с теоретической точки зрения, требуется инструментальная переменная, которую очень трудно подобрать на практике [Журавлева, 2015]. Другими словами, наблюдаемый разрыв отражает неучтенные индивидуальные характеристики работников, а в действительности переход работников в частный сектор из государственного не сопряжен с увеличением доходов последних. Во-вторых, межсекторный разрыв может свидетельствовать о неучтенной разнице рабочих мест, компенсирующей более низкую заработную плату. Речь идет о социальных льготах, гарантиях занятости, престиже профессии и пр. Наконец, могут существовать барьеры перехода работников из одного сектора в другой, которые не позволяют уравниваться заработным платам в этих секторах. Это могут быть как экономические и административные барьеры, так и психологические – известно, что многим людям присущ страх изменений.

Каждая из этих трех причин сопряжена с определенными последствиями для российского рынка труда. И для разработки адекватных прогнозов и корректной политики на рынке труда недостаточно документирования межсекторного разрыва заработных плат как такового, а необходимо понимание причин, по которым он существует в долгосрочном периоде. В настоящей работе впервые приведены расчеты, показывающие в какой мере так называемые компенсирующие различия объясняют зарплатное преимущество работников частного сектора. В частности, рассматривается более широкий спектр социальных льгот,

более высокие гарантии занятости, возможность дополнительной занятости, а также взятки в качестве возможных причин «компенсации» более низких заработных плат бюджетников.

1. Статистические данные и рабочие определения

В настоящей работе используются данные 19 волн «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения» (далее РМЭЗ – ВШЭ) – это серия ежегодных национальных репрезентативных обследований, включающих широкий круг вопросов об индивидуальных характеристиках индивида, таких как образование, профессия, заработки, условия труда и, в частности, информацию о секторе занятости, необходимую для исследования межсекторного разрыва заработных плат. Преимущества и недостатки данных РМЭЗ – ВШЭ неоднократно обсуждались в литературе, например в [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Журавлева, 2015].

Данные обладают панельной структурой, тем не менее вход и выход респондентов из обследования приводят к сильно несбалансированной панели. В период 1994–2009 гг. ежегодно обследовались порядка 4,5 тыс. семей и 12 тыс. индивидов, в 2010 г. выборка была существенно увеличена до 8 тыс. семей, что составляет около 20 тыс. индивидов. При этом за весь период наблюдений 1994–2014 гг. было опрошено 51547 *различных* индивидов и лишь 1717 из них попали в выборку во все 19 волн, т.е. 3,3% от общего количества индивидов.

Для возможности сопоставления с более ранними исследованиями [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Шарунина, 2013] мы ограничиваем выборку индивидами в возрасте 15–72 года, занятыми по найму на предприятиях и организациях, т.е. исключаем из анализа самозанятых, детей и людей старшего пенсионного возраста. Таким образом, за весь период 1994–2014 гг. получаем 86348 наблюдений из 23850 различных индивидов. Пропущенные значения заработной платы также существенно ограничивают выборку до 73521 наблюдения и 21869 различных индивидов, лишь за 31 из которых мы можем наблюдать на протяжении всех 19 лет¹.

В нашем анализе зависимой переменной является величина денежного дохода индивида. Для оценки денежного дохода мы используем две переменных из данных РМЭЗ – ВШЭ: это величина заработной платы, полученная индивидом на его основном месте работы за последние 30 дней, и его среднемесячный доход за последние 12 месяцев. С одной стороны, среднемесячный доход за последние 12 месяцев можно считать

¹ Пропущенные значения объясняющих переменных также снижают количество наблюдений, но не существенно, как правило, респонденты, раскрывающие информацию о заработной плате, также отвечают на все остальные вопросы.

аппроксимацией постоянного дохода индивида, поэтому он является наиболее подходящей переменной для анализа. С другой стороны, респондент, как правило, дает более точную оценку своего дохода за последний месяц, чем за год, более того, данные о среднегодовом доходе доступны лишь начиная с 1998 г. Поэтому для построения наиболее полной картины в регрессионном анализе используются обе переменные. Для нивелирования эффекта деноминации 1998 г. значения заработных плат в первые три волны обследования делятся на 1000.

Ключевой вопрос данного исследования – разделение респондентов на бюджетный и частный сектора и сектор государственных предприятий на основе имеющихся данных. В российской практике анализа межсекторного разрыва заработных плат на основе данных РМЭЗ – ВШЭ сложилась методология вычленения «бюджетников», базирующаяся на информации об отрасли, в которой занят респондент, и форме собственности его предприятия [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Шарунина, 2013]. Согласно методологии указанных авторов, индивид является «бюджетником», если он положительно отвечает на вопрос о принадлежности его предприятия государству, при этом отрицательно отвечает на вопросы о принадлежности предприятия иностранным фирмам, российским частным лицам, а также ему самому и занят в одной из следующих отраслей – здравоохранение, образование, наука и культура, управление. На наш взгляд, подобный подход не учитывает некоторые важные категории работников, получающих заработную плату из бюджета. К ним можно отнести социальных работников, пожарных, таможенников, работников жилищно-коммунального хозяйства, работник органов внутренних дел. Мы немного расширяем общепринятый подход и для выделения бюджетников используем информацию не только об отрасли, в которой занят респондент, но и о его профессии. Согласно нашей методологии², к бюджетнику относится респондент, работающий на предприятии, принадлежащем государству, при этом занятый в отрасли здравоохранения, образования, науки и культуры, управления *или* имеющий «заведомо бюджетную» профессию. Более того, бывает, что респонденты ошибаются и, являясь, например, учителями, не относят себя к отрасли здравоохранения. Наш подход, объединяющий отрасли и профессии, позволяет «исправлять» подобные ошибки респондентов. В результате, до 2004 г. наш метод выявляет в среднем ежегодно на 6% больше бюджетников, начиная с 2004 г. наш метод стал находить существенно большую долю бюджетников, в среднем ежегодно на 21% больше по сравнению с методологией [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Шарунина, 2013]. В целом

² Код доступен по запросу. Мы создаем общий классификатор отраслей, объединяющий ОКОНХ и ОКВЭД, в регрессиях в качестве объясняющих переменных используются данные именно этого объединенного классификатора. Код также доступен по запросу.

в период 1994–2003 гг. наш метод выявил 10243 наблюдения, являющихся бюджетниками, против 9652 (разница в 6%) по ранее принятой методологии, а в 2004–2014 гг. этот разрыв увеличился с 17218 до 20713 (разница 21%). Это связано с изменением методологии классификации отраслей и перехода с ОКОНХ на ОКВЭД. Если до 2004 г. в отрасль здравоохранения входила физическая культура и социальное обеспечение (91000), то после 2004 г. по ОКВЭД стало рассматриваться чистое здравоохранение (12), таким образом, теряются работники спорта и социального обслуживания, представляющие значительную долю бюджетников. Также культура и искусство по ОКОНХ (93000) превращаются в науку и культуру по ОКВЭД (11), из-за этого общепринятая методология недосчитывается работников культуры, также представляющих из себя существенную долю бюджетников. Т-test подтвердил значимое увеличение разницы доли бюджетников в предлагаемой нами методологии по сравнению с ранее используемым подходом [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Шарунина, 2013] в 2004 г. Использование альтернативной методологии выявления бюджетников позволит проверить робастность получаемых результатов. Респондентов, которые не попали в категорию бюджетников, но при этом утверждают, что государство является собственником их предприятия, мы относим в сектор государственных предприятий.

2. Анализ межсекторной дифференциации заработных плат

Прежде чем анализировать причины существования устойчивого межсекторного разрыва заработных плат, оценим величину и динамику этого разрыва на российском рынке труда за период 1994–2014 гг. Как отмечалось выше, в настоящем исследовании мы выделяем отдельно бюджетный сектор и государственный сектор, объединяющий бюджетников и работников государственных предприятий.

В табл. 1 представлены ежегодные оценки межсекторного разрыва, полученные с помощью МНК-регрессии, включающей в качестве объясняющих переменных стандартные переменные минцеровского типа [Mincer, 1974]:

$$\ln w_{it} = \beta \cdot X_{it} + \theta \cdot S_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

где w_{it} – заработная плата индивида i в момент времени t ;

X_{it} – факторы, определяющие заработную плату индивида: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий

(малое предприятие – менее 100 работников; крупное предприятие – более 500 работников) и федеральных округов;

S_{it} – дамми-переменная для сектора (частный, бюджетный, государственный).

В табл. 1 показаны оценки $\hat{\theta}$, рассчитанные по отдельности для каждого года и сектора. Полученные оценки межсекторного разрыва указывают на статистически и экономически значимое превосходство работников частного сектора по уровню заработных плат. На протяжении всего периода наблюдений 1994–2014 гг. при прочих равных бюджетники зарабатывали на 25–40% меньше, чем их коллеги из частного сектора и занятые на государственных предприятиях. Если в 1994–1996 гг. работники государственных предприятий получали 10–15%-е преимущество, то после 1998 г. ситуация изменилась, и этот сектор, подобно бюджетному, перешел в разряд отстающих по уровню заработных плат. Отметим также, что в табл. 1 бюджетники противопоставляются всем остальным работникам, при этом оценки, полученные только на подвыборке частного сектора и бюджетников, еще более «усугубляют» финансовое положение последних.

Таблица 1. Ежегодные оценки межсекторного разрыва: 1994–2014 гг.

Годы	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002
Госсектор	-0,119** (0,048)	-0,206*** (0,058)	-0,130** (0,065)	-0,201*** (0,062)	-0,317*** (0,059)	-0,316*** (0,055)	-0,343*** (0,049)
Бюджетники	-0,255*** (0,050)	-0,352*** (0,059)	-0,394*** (0,069)	-0,268*** (0,065)	-0,322*** (0,062)	-0,399*** (0,057)	-0,329*** (0,053)
Госпредприятия	0,098** (0,044)	0,106** (0,053)	0,186*** (0,061)	0,044 (0,062)	-0,021 (0,058)	0,049 (0,054)	-0,056 (0,050)
Количество наблюдений	1 778	1 261	1 008	1 039	1 217	1 291	1 354
Годы	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Госсектор	-0,382*** (0,048)	-0,364*** (0,042)	-0,357*** (0,038)	-0,336*** (0,039)	-0,363*** (0,035)	-0,333*** (0,032)	-0,250*** (0,035)
Бюджетники	-0,333*** (0,051)	-0,274*** (0,050)	-0,343*** (0,046)	-0,277*** (0,045)	-0,291*** (0,039)	-0,323*** (0,037)	-0,157*** (0,039)
Госпредприятия	-0,096* (0,051)	-0,180*** (0,046)	-0,121*** (0,042)	-0,155*** (0,044)	-0,160*** (0,040)	-0,117*** (0,039)	-0,175*** (0,041)
Количество наблюдений	1 309	1 380	1 711	1 586	1 557	1 921	1 657
Годы	2010	2011	2012	2013	2014		
Госсектор	-0,290*** (0,024)	-0,307*** (0,028)	-0,266*** (0,025)	-0,242*** (0,026)	-0,272*** (0,031)		
Бюджетники	-0,254*** (0,027)	-0,326*** (0,032)	-0,258*** (0,028)	-0,205*** (0,030)	-0,247*** (0,035)		
Госпредприятия	-0,131*** (0,029)	-0,071** (0,035)	-0,102*** (0,032)	-0,132*** (0,034)	-0,125*** (0,039)		
Количество наблюдений	2 937	2 595	2 760	2 465	2 027		

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости; ** – на 5%-м; * – на 10%-м. Зависимая переменная – логарифм дохода за последние 30 дней на основном месте работы. Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: данные РМЭЗ – ВШЭ.

Оценки $\hat{\theta}$ могут быть смещенными по нескольким причинам. Во-первых, отдача от объясняющих переменных может быть неодинаковой в различных секторах. Во-вторых, поскольку выбор работником сектора не случаен, то возникает проблема систематической ошибки отбора (selection bias), так как ненаблюдаемые определяющие заработную плату факторы могут коррелировать с выбором сектора. Один из путей решения проблемы – это включение в уравнение заработной платы характеристик, аппроксимирующих пропущенные переменные. Также проблема ненаблюдаемой гетерогенности может быть частично решена путем оценки уравнения с фиксированными эффектами:

$$\ln w_{it} = \beta \cdot X_{it} + \theta \cdot S_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

где α_i – индивидуальные фиксированные эффекты, позволяющие учесть ненаблюдаемые характеристики индивидов, влияющие на заработную плату. Тем не менее ненаблюдаемые характеристики могут варьироваться с течением жизни индивида, что не учитывается в регрессиях с фиксированными эффектами; более того, возникает проблема несбалансированной панели: если респонденты выбывают из обследования не случайно³, то это также приводит к смещенным оценкам.

В табл. 2 представлены альтернативные оценки⁴ межсекторного разрыва заработных плат. Это оценки, полученные с помощью базовой МНК-модели на пуле данных 1994–2014 гг., где мы контролируем на те же минцеровские характеристики, что и при расчете ежегодных «премий». В расширенную МНК-модель для учета ненаблюдаемых индивидуальных характеристик и предпочтений индивида дополнительно включены семейное положение индивида, тип населенного пункта (город/село), дамми-переменная для Москвы и МО, продолжительность рабочей недели, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми-переменные для тяжелых условий труда и 32 отраслей. Поскольку мы имеем дело с панельными данными, оценка МНК-моделей произведена с коррекцией на кластеризацию ошибок. Модель с фиксированными эффектами оценивается на базовом наборе объясняющих переменных. Для верификации робастности результатов в качестве

³ Если участие в опросе оплачивается, то вполне вероятно, что повышение дохода увеличивает вероятность респондента выбыть из обследования.

⁴ Также для установки более корректной оценки межсекторного разрыва в литературе используется метод регрессии с переключением (switching regression). В данной работе он не применяется, поскольку, во-первых, его применение осложнено подбором адекватного инструмента (см. [Журавлева, 2015]) и, во-вторых, подсчет наиболее точной оценки межсекторного разрыва не является непосредственной целью данной работы.

зависимой переменной используется заработная плата индивида за последние 30 дней и среднемесячная заработная плата за последние 12 месяцев, считающаяся более приближенной оценкой постоянного дохода индивида. Все модели оцениваются по отдельности для трех секторов, а также на подвыборке данных, где бюджетный сектор и сектор государственных предприятий противопоставляются только частному сектору.

Таблица 2. Различные оценки межсекторного разрыва: 1994–2014 гг.

	Заработная плата за последние 30 дней			Среднемесячная заработная плата за последний год		
	МНК	Расширен. МНК	Модель с фикс. эффектами	МНК	Расширен. МНК	Модель с фикс. эффектами
Госсектор	-0,285*** (0,013) 32853	-0,156*** (0,014) 21228	-0,065*** (0,012) 32853	-0,309*** (0,011) 30381	-0,165*** (0,012) 21708	-0,063*** (0,009) 30381
Бюджетный сектор	-0,285*** (0,015) 32833	-0,119*** (0,023) 21218	-0,105*** (0,017) 32833	-0,288*** (0,014) 30363	-0,138*** (0,020) 21698	-0,120*** (0,012) 30363
Гос. предприятия	-0,065*** (0,014) 32833	-0,126*** (0,014) 21218	-0,006 (0,012) 32833	-0,099*** (0,013) 30363	-0,004 (0,008) 21698	-0,031*** (0,007) 30363
Бюджетный сектор (пр. частного)	-0,359*** (0,016) 23551	-0,170*** (0,026) 16413	-0,164*** (0,022) 23551	-0,378*** (0,015) 22266	-0,187*** (0,017) 16738	-0,287*** (0,011) 22266
Гос. предприятия (пр. частного)	-0,20*** (0,015) 24056	-0,134*** (0,015) 15539	-0,041** (0,014) 24056	-0,30*** (0,014) 22242	-0,033*** (0,010) 15893	-0,102*** (0,008) 22242

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, ** – значим на 5%-м уровне значимости. Объясняющие переменные базовой модели: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми. В расширенную модель дополнительно включаются семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, продолжительность рабочей недели, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Оценки, представленные в табл. 2, демонстрируют, прежде всего, устойчивые результаты. Различные модели и спецификации указывают на то, что занятые в государственном секторе имеют более низкие заработные платы, чем их коллеги из частного сектора, обладающие схожими характеристиками человеческого капитала. В то же время бюджетники «страдают» больше, чем их коллеги, занятые на государственных предприятиях. При этом более полный учет различий в структуре занятости приводит к снижению величины межсекторного разрыва в среднем вдвое⁵. В основном расширенная

⁵ Строго говоря, оценки базовой и расширенной МНК-модели несопоставимы, поскольку базовая модель оценивается на данных 1994–2014 гг., а расширенная – на данных 2004–2014 гг., поскольку некоторые переменные из расширенной модели (например, информация о тяжелых условиях труда) доступны лишь

МНК-модель дает более низкие коэффициенты из-за учета отраслевой сегрегации. Известно, например [Шарунина, 2013], что в таких отраслях, как образование и здравоохранение, где в рассматриваемый период заработные платы были ниже средней по экономике, сосредоточены в основном бюджетники. Тем не менее более полный учет индивидуальных характеристик и характеристик рабочих мест по-прежнему выявляет статистически и экономически значимый 15–25%-й «штраф» работников государственного сектора. Модель с фиксированными эффектами, частично учитывающая ненаблюдаемые характеристики индивидов, еще более снижает «штраф» бюджетников до 10–12%. Между результатами регрессий, где в качестве зависимой переменной использованы среднемесячная зарплата за последний год и заработная плата за последние 30 дней, не выявлено статистически значимой разницы, поэтому в дальнейшем анализе будет использована последняя в силу доступности этих данных на более широком промежутке времени.

Каждая методология имеет свои особенности и недостатки, тем не менее общая картина дает основания полагать, что занятым в государственном, и в особенности бюджетном секторах действительно «недоплачивают» по сравнению с их коллегами из частного сектора. В дальнейшей части работы проанализированы причины подобной «несправедливости».

3. Причины существования межсекторного разрыва заработных плат

Предыдущий анализ показал, что на российском рынке труда занятые в частном секторе имеют существенное преимущество в заработных платах по сравнению со своими коллегами из государственного сектора, обладающими теми же запасами человеческого капитала, накопленным опытом и прочими характеристиками. В литературе существует целый ряд объяснений подобного феномена. Е. Брэйнерд [Brainerd, 2002] полагает, что «премия» в частном секторе может быть ответом на более высокие гарантии занятости в государственном секторе по сравнению с частным. Эта гипотеза также подтверждается в работе [Bargain, Melly, 2008]. М. Локшин [Lokshin, 2003] дополняет этот аргумент более широким спектром социальных льгот у работников государственного сектора, гибкостью работы и возможностью дополнительной занятости. Ю. Городниченко [Gorodnichenko, 2007] выдвигает возможность взяточничества в качестве основного объяснения недоплат в государственном секторе.

начиная с 2004 г. Тем не менее мы произвели оценку базовой модели на периоде 2004–2014 гг., и сопоставление двух моделей дает схожие результаты, в данной работе в целях экономии места не приводится.

Авторы, исследующие межсекторную дифференциацию на российском рынке труда, также задаются вопросом причин отсутствия перехода работников в частный сектор из государственного при наличии столь устойчивых недоплат последним. Например, В. Гимпельсон [2006] предполагает, что они не учли все компоненты вознаграждения за труд, а также упоминает аргумент Ю. Городниченко [Gorodnichenko, 2007] о том, что межсекторный разрыв компенсируется соответствующим объемом взяток, считая, тем не менее, что подобное утверждение является слишком сильным для российского рынка труда. А. Шарунина [2013] называет институциональные механизмы формирования заработной платы в бюджетном секторе главной причиной межсекторного разрыва в России, считая, что неденежные факторы не оказывают значимого влияния на межсекторный разрыв. Впрочем, все приводимые аргументы в большинстве своем остаются гипотезами и не подкрепляются никакими конкретными расчетами.

В данной работе подробно рассмотрены все возможные причины существования «премии» в частном секторе и приведены расчеты, позволяющие оценить, в какой мере та или иная причина объясняет величину межсекторного разрыва.

3.1. Частный и государственный сектор: кому работать хорошо

Более низкий уровень усилий в государственном секторе выделяется в литературе в качестве одного из возможных объяснений существования зарплатного преимущества в частном секторе.

Наиболее простой и доступный подход к измерению усилий на рабочем месте – это продолжительность рабочего времени. В табл. 3 приведены описательные статистики продолжительности рабочей недели и различных субъективных индивидуальных оценок, позволяющих понять, насколько благоприятными являются условия труда.

Таблица 3. Межсекторные различия в условиях труда

	Частный сектор	Бюджетный сектор	Сектор государственных предприятий
Продолжительность рабочей недели	45,46	39,39	42,08
Вредное и опасное производство	0,07	0,26	0,17
Длина отпуска	26,35	37,92	29,82
Удовлетворенность работой	0,82	0,84	0,79
Желание сменить работу	0,26	0,22	0,24
Беспокойство о потере работы	0,56	0,53	0,62

Примечание. В таблице представлены средние значения каждого показателя по секторам. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

В табл. 3 приведены усредненные значения каждого показателя за период 1994–2014 гг.⁶. В ходе анализа динамики этих показателей за указанный период они демонстрируют стабильность, за исключением удовлетворенности работой и желания сменить работу. Желание индивидов найти другую работу стабильно снижается: в среднем от 40% в 1994 г. до 20% в 2014 г. А удовлетворенность работой, наоборот, постепенно растет. При этом эти тенденции наблюдаются во всех трех секторах в одной и той же мере, поэтому усредненные показатели за весь период 1994–2014 гг. можно считать вполне подходящими для анализа.

Бюджетный сектор отличается более короткой продолжительностью рабочей недели. Самая короткая продолжительность рабочего времени – 36–40 часов – наблюдается в отраслях образования, науки и культуры и здравоохранения, где как раз сосредоточены бюджетники. Бюджетный сектор также лидирует по показателю вредного и опасного производства, дающего право на досрочное назначение трудовой пенсии и прочие социальные льготы: 26% бюджетников называют свою работу вредной и опасной против 7 и 17% в частном и секторе государственных предприятий соответственно. Лидерство бюджетного сектора по этому показателю объясняется отраслью «армия, МВД, органы безопасности», где сосредоточены в основном бюджетники, а на вредном и опасном производстве в этой отрасли заняты около половины всех работников, также свою лепту вносят работники здравоохранения и образования, где доля таковых достигает 30%. Бюджетники отдыхают дольше: статистически значимая разница между бюджетным и частным секторами составляет более 10 дней, и опять же эта разница в наибольшей степени объясняется длинными каникулами работников сферы образования.

Что касается трех остальных субъективных факторов удовлетворенности условиями труда, приведенных в табл. 3, то здесь статистически значимых различий между тремя секторами не выявлено. Работники частного, бюджетного секторов и сектора государственных предприятий в одной и той же мере удовлетворены своей работой, желают сменить ее и беспокоятся о ее потере.

Как показывают описательные статистики, занятые в бюджетном секторе работают в среднем на шесть часов в неделю меньше своих коллег из частного сектора, причем для женщин эта разница составляет шесть часов, а для мужчин около четырех. Включение продолжительности рабочей недели в качестве объясняющей переменной, как это было сделано в расширенной спецификации, может быть недостаточным ввиду нелинейного

⁶ Показатели усреднены за весь период только для тех переменных, данные для которых доступны за весь период наблюдений 1994–2014 гг. – это желание найти новую работу и страх потери имеющейся. Остальные показатели появляются в опросах позже, в частности, самым последним появляется показатель длины отпуска в 2006 г.

влияния этого фактора на межсекторный разрыв. Мы рассчитываем часовую заработную плату и анализируем, в какой мере ее использование в качестве зависимой переменной сокращает «премию» частного сектора.

В табл. 4 приведены расчеты получаемого «штрафа» бюджетников методом наименьших квадратов с коррекцией на кластеризацию ошибок за период 2004–2014 гг., а также с помощью модели с фиксированными эффектами за тот же период наблюдений на всей выборке и на подвыборке занятых полный рабочий день (продолжительность рабочей недели больше или равна 40 часов)⁷.

Расчеты показывают, что использование часовой заработной платы в качестве зависимой переменной снижает «штраф» бюджетников на 0,03 п.п. при оценке МНК и 0,005 п.п. при использовании модели с фиксированными эффектами. Эта величина составляет 9–16% от первоначального разрыва. Тем не менее ограничение подвыборки занятыми полный рабочий день не выявляет значимой разницы между двумя регрессиями.

Таблица 4. Влияние продолжительности рабочей недели на межсекторный разрыв

Зависимая переменная	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R ²
Log(месячная зарплата) МНК, 2004–2014	-0,186*** (0,024)	-0,166*** (0,015)	21218	0,55
Log(часовая зарплата) МНК, 2004–2014	-0,157*** (0,024)	-0,128*** (0,015)	21218	0,53
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2004–2014	-0,057** (0,025)	-0,044*** (0,016)	21218	0,45
Log(часовая зарплата) ФЕ, 2004–2014	-0,052** (0,027)	-0,028* (0,017)	21218	0,43
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2004–2014, полный рабочий день	-0,048* (0,029)	-0,045*** (0,017)	17346	0,44
Log(часовая зарплата) ФЕ, 2004–2014, полный рабочий день	-0,048* (0,030)	-0,033* (0,017)	17346	0,44

Примечание. ***– коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, **– значим на 5%-м уровне значимости, *– значим на 10% уровне значимости. ФЕ – модель с фиксированными эффектами. Месячная зарплата – доход за последние 30 дней на основном месте работы. Часовая зарплата – доход за последние 30 дней/ (продолжительность рабочей недели, умноженная на четыре). Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми, семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

⁷ Для возможности корректного сравнения мы ограничиваем регрессию месячной заработной платы теми индивидами, кто предоставляет информацию о продолжительности их рабочей недели. Это объясняет небольшие расхождения с табл. 2 в количестве наблюдений и, соответственно, коэффициентах.

Итак, проведенный анализ выявил, что продолжительность рабочей недели, существенно заниженная в бюджетном секторе, может являться одной из причин существования устойчивого зарплатного преимущества в частном секторе. Другими словами, занятые в частном секторе больше зарабатывают, поскольку больше работают. По грубым оценкам, фактор продолжительности рабочего времени объясняет межсекторный разрыв на 9–16%. Тем не менее важно понимать, что продолжительность рабочей недели является не самой корректной мерой усилий, затрачиваемых работником. Важно не только, сколько по времени индивид работает, но и как он работает. Возможно, занятые в бюджетном секторе работают не только меньше по времени, но и менее эффективно, в этом случае полученная оценка является заниженной⁸. Данные РМЭЗ – ВШЭ не предоставляют необходимой информации для выявления реальных усилий работников, и проверка выдвинутой гипотезы требует альтернативных источников данных.

3.2. Межсекторный разрыв: взгляд со стороны общей компенсации

Социальные льготы, такие как оплата отпусков, бесплатное лечение, льготное питание и пр., могут выступать компенсацией за более низкие заработные платы. Согласно описательным статистикам, приведенным в табл. 5, государственный сектор (как бюджетный, так и сектор госпредприятий) действительно обеспечивает своих работников социальными льготами в большем объеме. Так, в государственном секторе оплата отпусков и больничных листов происходит почти в 100% случаев, в то время как в частном лишь 70% респондентов утверждают, что имеют эту льготу. В государственном секторе почти всем женщинам оплачивается отпуск по беременности и уходу за ребенком, в то время как в частном секторе лишь 66% женщин имеют эту привилегию. Предприятия государственной собственности оплачивают путевки в санатории половине своих сотрудников, и лишь 16% работников частного сектора могут этим похвастаться.

Таблица 5. Социальные льготы: 2000–2010 гг.

	Частный сектор, %		Бюджетный сектор, %		Сектор госпредприятий, %	
	муж	жен	муж	жен	муж	жен
Оплата очередных отпусков	75,7	78,0	97,9	99,2	97,0	97,9
Оплата больничных листов	71,7	72,4	96,9	99,0	96,9	97,6
Оплата отпуска по беременности и уходу за ребенком	55,2	66,7	84,4	96,1	84,5	94,6
Бесплатное лечение	16,0	15,1	48,0	32,6	37,0	36,3
Полная или частичная оплата путевок в санатории	16,6	16,8	50,9	42,3	45,0	47,9
Бесплатное содержание детей в дошкольных учреждениях	2,8	3,2	14,0	10,1	10,6	11,1

⁸ Смещение также может быть и в другую сторону, если работники частного сектора работают дольше, но менее эффективно, хотя эта гипотеза не кажется реалистичной.

	Частный сектор, %		Бюджетный сектор, %		Сектор госпредприятий, %	
	муж	жен	муж	жен	муж	жен
Бесплатное или льготное питание	12,8	13,1	15,1	11,7	15,5	12,3
Дотации на транспорт	9,7	8,3	23,1	9,4	18,2	17,5
Обучение за счет предприятия	15,8	14,2	37,7	31,4	29,7	27,5

Примечание. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Анализ с помощью пробит-регрессий подтверждает эти выводы. Оценивается вероятность наличия льготы в расширенной спецификации на временном интервале 2000–2010 гг. с коррекцией на кластеризацию ошибок. Результаты указывают на то, что для всех льгот, кроме бесплатного питания, занятость в государственном секторе увеличивает вероятность предоставления соответствующей льготы при прочих равных условиях.

Таблица 6. Социальные льготы: пробит-регрессии

Вид льготы:	Маржинальный эффект
Оплата очередных отпусков	0,151***
Оплата больничных листов	0,173***
Оплата отпуска по беременности и уходу за ребенком	0,160***
Бесплатное лечение	0,107***
Полная или частичная оплата путевок в санатории	0,148***
Бесплатное содержание детей в дошкольных учреждениях	0,044***
Бесплатное или льготное питание	не значимо
Дотации на транспорт	0,050***
Обучение за счет предприятия	0,103***

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости. В таблице приведены маржинальные эффекты для государственного сектора. Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми, семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Вопрос в том, являются ли льготы для работников государственного сектора достаточной компенсацией за более низкие заработные платы. Для ответа на этот вопрос мы рассчитываем общую компенсацию индивида i :

$$w'_i = w_i + \sum_{j=1}^J F_i^j * (P_j = 1) \quad (3)$$

где F_i^j – денежная оценка льготы j для индивида i , J – общее количество льгот, P_j отвечает за то, предоставляется ли индивиду льгота j на его рабочем месте. Согласно российскому

законодательству каждый работник имеет право на 28-дневный отпуск. В качестве денежной оценки оплаты очередных отпусков берется заработная плата индивида, усредненная за последние 12 месяцев. Согласно данным Министерства здравоохранения, в течение года россияне в среднем болеют 2 недели, денежная оценка льготы «оплата больничных листов» рассчитывается как среднегодовая зарплата индивида, деленная на 24. При расчете льготы «оплата отпуска по беременности и уходу за ребенком» мы также придерживаемся российского законодательства, согласно которому работающая женщина имеет право на отпуск по беременности, составляющий 8 недель до родов и 12 недель после, в течение которого сохраняется 100% заработной платы, за которым следует отпуск по уходу за ребенком вплоть до трех лет, при котором сохраняется 40% заработной платы. Соответственно, мы рассчитываем денежную оценку этой льготы как функцию от текущей заработной платы женщины, принимая во внимание пол и потолок соответствующих выплат. Для расчета компенсации бесплатного лечения мы используем ответ на вопрос РМЭЗ – ВШЭ «Какова стоимость добровольной страховки ДМС, если вы ее имеете?». Данные усредняются по годам и регионам и экстраполируются на соответствующих индивидов. Для расчета денежной оценки путевок в санатории мы также используем данные семейного опросника РМЭЗ – ВШЭ «Тратила ли ваша семья в течение последних 30 дней деньги на путевки в санатории, дома отдыха, если да, то сколько?». В случае положительного ответа данные усредняются по годам и регионам и присваиваются соответствующим индивидам. Поскольку значимых различий в предоставлении льготного питания среди секторов не выявлено, то этот бонус не используется при подсчете общей компенсации. Для аппроксимации дотаций на транспорт мы используем региональные данные по стоимости комбинированного билета, предоставляемые Росстатом. Данные присваиваются индивиду в зависимости от региона его проживания.

Далее мы оцениваем уравнение

$$\ln w'_{it} = \beta \cdot X_{it} + \theta' \cdot S_{it} + \epsilon_{it} , \quad (4)$$

где X_{it} – расширенный набор объясняющих переменных, используемый в анализе ранее. Таким образом, θ' показывает межсекторный разрыв заработных плат, принимающий во внимание различия в предоставляемом компенсационном пакете в двух секторах. Поскольку данные о социальных льготах доступны только для периода 2000–2010 гг., то уравнение (4) оценивается на этом подпериоде.

В табл. 7 представлены результаты. Использование общей компенсации вместо простой заработной платы в качестве зависимой переменной снижает межсекторный разрыв с 16,7 до 9,8%, т.е. почти вдвое. Аналогична ситуация для сектора государственных

предприятий: разрыв снижается с 13,5 до 6%. Регрессии с фиксированными эффектами подтверждают полученные результаты: разрыв также снижается почти вдвое.

Таблица 7. Межсекторный разрыв: учет общей компенсации

Зависимая переменная:	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R ²
Log(месячная зарплата) МНК, 2000–2010	-0,167*** (0,026)	-0,135*** (0,016)	15488	0,54
Log(общая компенсация) МНК, 2000–2010	-0,098*** (0,016)	-0,059*** (0,009)	15488	0,82
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2000–2010	-0,067*** (0,025)	-0,033*** (0,018)	15488	0,42
Log(общая компенсация) ФЕ, 2000–2010	-0,044** (0,022)	-0,032* (0,012)	15488	0,71

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, ** – значим на 5%-м уровне значимости, * – значим на 10%-м уровне значимости. ФЕ – модель с фиксированными эффектами. Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми, семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Важно понимать, что предлагаемая методология игнорирует проблему эндогенности, т.е. при расчете общей компенсации мы считаем, что индивиды в разных секторах имеют одинаковую чувствительность к предлагаемым льготам, как если бы они выбирали сектор занятости случайно. Но индивиды выбирают сектор не случайно и, возможно, их выбор как раз связан с предлагаемыми льготами. Например, женщины, планирующие заводить детей, могут специально пойти работать в государственный сектор, зная, что проблем с оплатой отпуска по беременности и уходу за ребенком не возникнет. Мы же задаем чувствительность к этому бонусу экзогенно, как функцию от возраста женщин, в результате чего получаем смещенные оценки. В любом случае можно утверждать, что социальные льготы объясняют *как минимум* половину найденного разрыва, а возможно, и больше. Ответ на вопрос «насколько больше?» требует другой методологии и других данных.

3.3. Риски и гарантии занятости

Поскольку работники максимизируют суммарную полезность в течение всей жизни, то риски потери работы являются важным фактором, объясняющим межсекторный разрыв. В равновесии работники бюджетного сектора могут соглашаться на более низкие заработные платы в силу отсутствия рисков и более высоких гарантий занятости. В настоящем разделе мы проверяем эту гипотезу, аппроксимируя гарантии занятости

вероятностью быть уволенным или уйти по собственному желанию, а также волатильностью заработных плат в различных секторах.

В данных РМЭЗ – ВШЭ вопрос о причинах ухода с предыдущего места работы появился в 2006 г. Для каждого индивида строится дамми-переменная «уволен в следующем году», равная единице, если в текущем году индивид занят, а в следующем году он не имеет работы, при этом на вопрос о причинах ухода с предыдущего места работы он отвечает «вас сократили или предприятие, организацию закрыли». Аналогичным образом строится переменная «ушел по собственному желанию в следующем году», если индивид оставляет текущее место работы ввиду неудовлетворенности заработной платой и условиями труда, либо плохими отношениями с руководством и коллегами⁹. Таким образом, за период наблюдений 2006–2014 гг. 891 индивид потерял работу по причине сокращения штатов, 1342 человека ушли по собственному желанию.

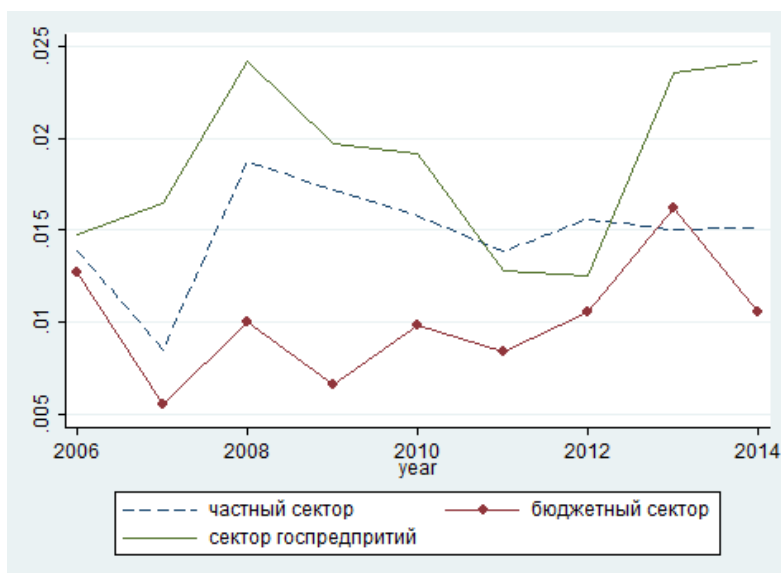


Рис. 1. Вероятность увольнений по секторам: 2006–2014 гг.

На рис. 1 показаны доли сокращений в процентном отношении к общему числу занятых в данном секторе. Мы видим, что на фоне общих довольно низких показателей бюджетный сектор действительно имеет самую небольшую долю увольнений, а сектор государственных предприятий лидирует по этому показателю. Тем не менее подобные отличия могут быть вызваны структурой занятости, а не различиями в гарантиях занятости по секторам. Для получения более корректных межсекторных различий в вероятности увольнений и ухода по собственному желанию мы оцениваем пробит-регрессию,

⁹ Уход с работы по состоянию здоровья и семейным обстоятельствам не рассматривается, поскольку считается не связанным с ситуацией на рынке труда.

контролируя на расширенный набор объясняющих переменных. Результаты оценки приведены в табл. 8.

Таблица 8. Гарантии занятости

	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений
Увольнение /пробит, 2006–2014/	-0,006* (0,0038)	0,000 (0,002)	23689
По собственному желанию/пробит, 2006–2014/	0,002 (0,004)	-0,002 (0,003)	23592

Примечание. В таблице приведены маржинальные эффекты. * – значим на 10%-м уровне значимости. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми, семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Результаты, приведенные в табл. 8, не выявляют межсекторных различий в вероятности уйти с работы из-за неудовлетворенности оплатой и условиями труда. Что касается вероятности потери работы ввиду сокращения штатов, то действительно наблюдается статистически значимая разница: при прочих равных занятые в бюджетном секторе имеют на 0,006 п.п. более низкую вероятность быть уволенным в следующем году по сравнению с сопоставимыми работниками из других секторов. Покажем, тем не менее, что эта разница недостаточна для объяснения существования межсекторного разрыва.

Предположим, что в обоих секторах работники нейтральны к риску, а полезность линейно зависит от заработной платы, тогда уравнивание ожидаемой полезности в бюджетном и небюджетном секторах $w_s(1 - p_s) = w_p(1 - p_p)$, где p_s и p_p – вероятности быть уволенным в двух секторах, приводит к оценке разрыва:

$$\frac{w_p}{w_s} = \frac{1-p_s}{1-p_p} \quad (5)$$

Для простоты предположим, что вероятность сокращения штатов в бюджетном секторе равна нулю ($p_s = 0$), тогда полученные различия в 0,006 п.п. приводят к разрыву заработных плат в 0,6%. Найденные ранее показатели межсекторного разрыва варьируются по разным оценкам от 10 до 25%. Таким образом, нет оснований полагать, что найденные различия в гарантиях занятости являются достаточно высокими для объяснения зарплатного преимущества бюджетного сектора. Что касается занятых на государственных предприятиях, то выясняется, что риски увольнения в этом секторе ничем не отличаются от рисков по экономике в целом. Важно понимать, что в проведенном анализе не учитываются индивиды, которые были уволены и нашли новую работу в течение года между двумя интервью. Если предположить, что работникам частного сектора требуется меньше времени

для нахождения новой работы, то полученная оценка в 0,006 п.п. является заниженной. Тем не менее, поскольку частые смены работы не являются предпочтительными для индивидов, то данное ограничение не оказывает существенного влияния на наши основные выводы.

Идеальной мерой риска на рынке труда была бы волатильность всех будущих доходов индивидов, изначально занятых в разных секторах. Мы берем 2000 г. за точку отсчета и, как и прежде, рассматриваем индивидов в возрасте 15–72 лет, занятых на предприятиях и в организациях. Для каждого индивида мы рассчитываем среднее значение и дисперсию его заработной платы на основном месте работы в течение периода 2000–2014 гг. (если индивид не работает в момент t , то $w_t = 0$) и оцениваем следующее уравнение:

$$\ln Var(w_i) = \beta \cdot X_i + \theta \cdot S_i + \epsilon_i \quad (6)$$

где X_i – набор минцеровских характеристик индивида, а S_i – дамми-переменная для сектора. Полученная оценка $\hat{\theta}$ является незначимой ни для бюджетного сектора, ни для государственного сектора в целом. Другими словами, индивиды, занятые в государственном секторе, не подвержены большей волатильности доходов в течение жизни, чем их коллеги из частного сектора. Для проверки робастности результатов мы проводим подобный анализ, беря за точку отсчета года с 1998 по 2005 и рассчитывая вариацию будущих доходов индивида, и подтверждаем ранее полученные выводы.

Анализ волатильности доходов еще раз доказывает, что в отличие от европейского рынка труда более высокие гарантии занятости не являются преимуществом российского бюджетного сектора и, следовательно, не могут объяснять существующий межсекторный разрыв заработных плат.

3.4. Гибкость работы и дополнительная занятость

Возможность иметь дополнительную работу и, следовательно, дополнительный доход – это еще одна из вероятных причин «недоплат» в бюджетном секторе. Действительно, по данным РМЭЗ – ВШЭ, в среднем за период 1994–2014 гг. 7% бюджетников имели дополнительную работу и лишь 4% их коллег из частного сектора могли похвастаться дополнительными заработками. Эта разница статистически значима, но несущественна в экономическом плане. Пробит-регрессии подтверждают данный вывод: как видно из табл. 9, при прочих равных бюджетники имеют на 2% большую вероятность иметь вторую работу, чего не скажешь о работниках государственных предприятий. В любом случае разница в 1–2% незначительна, что и подтверждается последующим регрессионным анализом. Если в качестве зависимой переменной использовать доход индивида на обеих работах, то это не снижает отставание работников государственного

сектора, о чем свидетельствуют коэффициенты МНК-регрессий и модели с фиксированными эффектами.

Таблица 9. Влияние дополнительной занятости на межсекторный разрыв

	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R ²
Вероятность второй работы /Пробит, 2004–2014/	0,021*** (0,003)	-0,011*** (0,004)	24658	
Log(зарплата на первой работе) /МНК, 2004–2014/	-0,185*** (0,023)	-0,171*** (0,015)	21799	0,55
Log(зарплата на двух работах) /МНК, 2004–2014/	-0,181*** (0,023)	-0,168*** (0,015)	21799	0,55
Log(зарплата на первой работе) /ФЭ, 2004–2014/	-0,051** (0,025)	-0,047*** (0,016)	21799	0,44 (within)
Log(зарплата на двух работах) /ФЭ, 2004–2014/	-0,052*** (0,025)	-0,046*** (0,016)	21799	0,49 (within)

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, ** – значим на 5%-м уровне значимости, * – значим на 10%-м уровне значимости. ФЭ – модель с фиксированными эффектами. Для пробит регрессий показан маржинальный эффект. Зарплата на первой работе – доход за последние 30 дней на основном месте работы. Зарплата на двух работах – доход за последние 30 дней на основной и дополнительной работах. Объясняющие переменные: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат стажа, дамми-переменные для полного общего, среднего профессионального и высшего образования, дамми-переменные для размера предприятий и федеральных округов, ежегодные дамми, семейное положение, тип населенного пункта (город/село), дамми для Москвы и МО, удовлетворенность работой, наличие детей, дамми для тяжелых условий труда и отраслей. В МНК-регрессиях произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

3.5. Межсекторный разрыв: все решают взятки?

Предыдущий анализ показал, что работники государственного сектора зарабатывают значительно меньше своих коллег из частного сектора и есть основания полагать, что это объясняется социальными льготами, предоставляемыми в государственном секторе в большем объеме.

В любом случае более низкий уровень доходов должен сопровождаться более низким уровнем потребления. В данном разделе мы проверяем гипотезу о том, что разрыв в оплате труда частного и бюджетного секторов компенсируется соответствующим объемом взяток последних. Расчеты произведены в духе методологии [Городниченко, 2007], при которой сравниваются доходы и расходы домохозяйств. Идея крайне проста: межсекторный разрыв в доходах должен сочетаться с соответствующим разрывом в потреблении (расходах). Другими словами, поскольку занятые в бюджетном секторе получают более низкие заработные платы, то и их расходы должны быть на более низком уровне. В противном случае, если бюджетникам удастся поддерживать тот же уровень потребления,

что и частному сектору, то это свидетельствует о том, что у них есть дополнительные источники доходов, например, взятки.

Для проверки выдвинутой гипотезы необходима информация о доходах и расходах работников. Поскольку в данных РМЭЗ – ВШЭ данные о расходах доступны только на уровне домохозяйств, то все индивидуальные характеристики индивидов агрегируются на уровне домохозяйств, и оценивается следующее уравнение доходов:

$$\ln Y_h = \alpha + \beta_1 * N_h^{BUD} + \beta_2 * N_h^{CHILD} + \beta_3 * N_h^{RET} + \beta_4 * N_h^{JOB} + \bar{X}_h * \gamma + \bar{\varepsilon}_h \quad (7)$$

где N_h^{BUD} – доля членов д/х, занятых в бюджетном секторе, N_h^{CHILD} – доля детей моложе 18 лет в д/х, N_h^{RET} – доля членов д/х пенсионного возраста, N_h^{JOB} – доля работающих индивидов в д/х, Y_h – общие доходы домохозяйства, включающие в себя заработные платы всех работающих членов домохозяйства, а также нетрудовые доходы (различные пособия, стипендии, пенсии, алименты, проценты и пр.), \bar{X}_h – вектор агрегированных характеристик д/х (доля мужчин, доля работающих членов домохозяйства, имеющих высшее образование, доля проживающих в «двух столицах», доля занятых на крупных/малых предприятиях, средний возраст д/х, суммарный стаж).

Аналогично оцениваются расходы домохозяйства:

$$\ln C_h = \alpha + \dot{\beta}_1 * N_h^{BUD} + \dot{\beta}_2 * N_h^{CHILD} + \dot{\beta}_3 * N_h^{RET} + \dot{\beta}_4 * N_h^{JOB} + \bar{X}_h * \dot{\gamma} + \bar{\varepsilon}_h \quad (8)$$

Комбинация уравнений доходов и расходов позволяет нам напрямую оценить разрыв «потребление – доход».

$$\ln C_h - \ln Y_h = \alpha + \beta_1 * N_h^{BUD} + \beta_2 * N_h^{CHILD} + \beta_3 * N_h^{RET} + \beta_4 * N_h^{JOB} + \bar{X}_h * \gamma + \bar{\varepsilon}_h \quad (9)$$

Таким образом, β_1 – коэффициент, отвечающий за взяточничество в данной спецификации. Если коэффициент β_1 положительный и значимый, это означает, что при прочих равных каждый дополнительный бюджетник в составе домохозяйства увеличивает его расходы. Другими словами, сравнивая два домохозяйства, имеющих в своем составе одинаковое количество детей, пенсионеров и работников, имеющих один и тот же возраст, опыт, образование и пр. *и один и тот же доход*, то домохозяйство, наибольшее количество работников которого заняты в бюджетном секторе, будет потреблять больше.

Проанализируем для начала, подтверждается ли межсекторный разрыв в пользу частного сектора при агрегировании данных на уровне домохозяйств. Оценим уравнение (7) для различных категорий доходов домохозяйств. Текущая заработная плата – это сумма доходов всех работающих членов домохозяйства, полученная ими в течение последних 30 дней. Постоянная заработная плата – это сумма усредненных заработных плат индивидов за последние 12 месяцев, соответственно, в эту категорию включаются члены домохозяйства, не работающие в момент опроса, например, находящиеся в отпуске, в том

числе в отпуске по уходу за ребенком. Более того, этот показатель в меньшей степени подвержен временным шокам и может служить аппроксимацией для постоянного дохода. Общий трудовой доход включает в себя доход за последние 30 дней на всех имеющихся работах всех членов домохозяйства, т.е. учитываются дополнительная и временная занятость, а также доходы, полученные от продажи выращенного на земле, проданной продукции животноводства и пчеловодства, произведенной в домохозяйстве, либо от продажи собранного и пойманного. При расчете общего дохода добавлены нетрудовые доходы всех членов домохозяйства: пенсии, стипендии, доход от сдачи имущества в аренду, проценты на капитал и пр.

В табл. 7 показаны МНК-оценки уравнения (7), рассчитанные для этих четырех категорий доходов за период 1994–2014 гг. В число объясняющих переменных включены доля работающих членов домохозяйства, детей, мужчин, пенсионеров, бюджетников, работников государственных предприятий, а также средний возраст домохозяйства, доля занятых, имеющих высшее образование, общий трудовой стаж, доли занятых на малых и крупных предприятиях, дамми для Московского региона и ежегодные дамми-переменные. Результаты полностью соотносятся с выводами, полученными на индивидуальных данных. Каждый дополнительный бюджетник в составе домохозяйства снижает его доходы почти вдвое. Оценка межсекторного разрыва в 40–47% завышена по сравнению с результатами регрессионного анализа на индивидуальных данных. Это связано с тем, что в список объясняющих переменных мы не включаем отраслевую и профессиональную принадлежность индивидов (эти данные сложно агрегировать). Как было показано выше и отмечается в более ранних исследованиях (например, [Шарунина, 2013]), имеется существенная отраслевая сегрегация, которая и завышает получаемый разрыв. В любом случае наиболее точная оценка межсекторного разрыва на уровне домохозяйств на является предметом настоящего исследования, нам важно показать, что общая тенденция сохраняется и на агрегированных данных.

Что касается коэффициентов при остальных объясняющих переменных, то они демонстрируют вполне ожидаемое поведение. Присутствие в домохозяйстве мужчин и работников с высшим образованием повышает его доходы. На крупных предприятиях заработные платы более высокие. Пенсионеры в составе домохозяйства снижают трудовой доход, но повышают общий доход за счет пенсий. Отметим, что каждый дополнительный работник государственного предприятия также понижает доходы домохозяйств, но в меньшей степени по сравнению с бюджетниками.

Таблица 10. Домохозяйства: оценки межсекторного разрыва 1994–2014 гг.

	Текущая заработная плата		Постоянная заработная плата		Общий трудовой доход		Общий доход	
	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка	Коэф.	Станд. ошибка
Доля:								
работающих	0,960***	0,023	0,937***	0,024	0,954***	0,024	0,306***	0,030
детей	0,118***	0,035	0,113***	0,036	0,133***	0,038	0,109**	0,046
мужчин	0,418***	0,020	0,410***	0,020	0,402***	0,022	0,272***	0,025
пенсионеров	-0,257***	0,026	-0,218***	0,026	-0,279***	0,027	0,278***	0,033
бюджетников	-0,474***	0,019	-0,450***	0,019	-0,432***	0,020	-0,400***	0,024
работников гос. предпр.	-0,232***	0,020	-0,186***	0,020	-0,247***	0,021	-0,335***	0,027
Возраст	-0,013***	0,001	-0,012***	0,001	-0,013***	0,001	0,001	0,001
Образование	0,374***	0,009	0,356***	0,009	0,388***	0,010	0,330***	0,012
Опыт	0,009***	0,001	0,008***	0,001	0,009***	0,001	0,009***	0,001
Москва/МО	0,611***	0,012	0,634***	0,013	0,626***	0,014	0,495***	0,017
Малое пред.	-0,119***	0,010	-0,079***	0,010	-0,109***	0,011	-0,069***	0,013
Крупное пред.	0,166***	0,015	0,230***	0,014	0,186***	0,016	0,197***	0,020
Константа	5,066***	0,039	7,025***	0,037	5,460***	0,051	9,459***	0,069
Кол-во наблюдений	67 845		59 014		68 068		71 199	
R ²	0,746		0,660		0,663		0,366	

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, ** – значим на 5%-м уровне значимости, *значим на 10%-м уровне значимости. В таблице приведены МНК-оценки уравнения (4) для различных показателей дохода (определены в тексте) в логарифмической форме. В список регрессоров добавлены ежегодные дамми-переменные. Проведена коррекция на кластеризацию ошибок.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ. Исключены домохозяйства, в которых хотя бы один индивид не указывает принадлежность к сектору или доход (около 10% домохозяйств).

В табл. 11 показаны результаты оценки уравнения (9), где разрыв «потребление – доход» рассчитывается для различных категорий потребления, и в том числе для суммарных текущих расходов. Для всех категорий потребления коэффициент при бюджетнике оказывается положительным и значимым, что указывает на увеличение расходов домохозяйства при включении дополнительного бюджетника в его состав. Проиллюстрируем этот результат с помощью примера. Рассмотрим две семьи, состоящие из трех человек: мужа, жены и ребенка. Обе семьи проживают в Москве, мужу и жене по 35 лет, оба имеют высшее образование, муж работает, жена – нет, оба мужа зарабатывают 80 тыс. рублей. Единственная разница: в первой семье мужчина работает на частном предприятии, во второй – в бюджетном секторе. Согласно полученным оценкам, если первая семья будет тратить на текущие расходы половину своего дохода, 40 тыс. рублей, то вторая семья будет тратить на 20% больше, т.е. 48 тыс. рублей. Возникает закономерный вопрос – чем эти различия можно объяснить?

Таблица 11. Разрыв «потребление – доход»: оценки для бюджетного сектора 2000–2014 гг.

	Расходы на:					
	питание	одежду	услуги	образование	лечение	суммарные текущие расходы
Доля:						
работающих	-0,982***	-0,486***	-0,615***	-0,771***	-0,916***	-0,752***
детей	0,112***	-0,312***	-0,891***	0,364***	0,069	-0,008
мужчин	-0,089***	-0,399***	-0,483***	-0,264***	-0,407***	-0,261***
пенсионеров	0,176***	-0,018	-0,048	0,773***	0,343***	0,151***
бюджетников	0,190***	0,135***	0,260***	0,201***	0,224***	0,178***
работников гос. предпр.	-0,008	-0,239***	0,045	-0,238***	-0,042	-0,069***
Возраст	0,013***	-0,002***	-0,006***	-0,012***	0,016***	0,004***
Образование	-0,191***	0,090***	-0,016	0,092***	-0,008	-0,059***
Опыт	-0,004***	-0,004***	-0,003***	-0,004*	-0,003***	-0,003***
Москва/МО	-0,249***	-0,026	-0,339***	0,074**	-0,262***	-0,218***
Малое пред.	0,021*	-0,008	0,020	-0,085***	-0,002	0,006
Крупное пред.	-0,122***	-0,106***	-0,176***	-0,129***	-0,198***	-0,072***
Константа	-0,045	-1,793***	-0,728***	-2,110***	-2,582***	0,661***
Кол-во наблюдений	49 310	52 244	41 746	15 110	40 398	45 770
R ²	0,206	0,035	0,094	0,054	0,077	0,106

Примечание. *** – коэффициент значим на 1%-м уровне значимости, **значим – на 5%-м уровне значимости, * – значим на 10% уровне значимости. В таблице приведены МНК-оценки уравнения (6), где в качестве переменной дохода выступает постоянная заработная плата и рассмотрены различные категории расходов, в том числе общие. В список регрессоров добавлены ежегодные дамми-переменные. Проведена коррекция на кластеризацию ошибок.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Почему же при прочих равных условиях «бюджетные» домохозяйства потребляют больше? Существует два типа объяснений. Одно из возможных объяснений состоит в том, что домохозяйства с преобладанием занятых в частном секторе могут иметь более низкую склонность к потреблению. Они могут потреблять меньшую часть своего дохода ввиду большей нестабильности и неопределенности будущих доходов по сравнению со своими коллегами из частного сектора. Другое объяснение: «бюджетные» домохозяйства могут иметь скрытые источники доходов, которые позволяют им обеспечивать тот же уровень потребления при более низких доходах.

Во-первых, в предложенной спецификации (9) контролируются все ненаблюдаемые характеристики домохозяйств, которые влияют одновременно и на доходы, и на расходы, что частично решает проблему самоотбора в сектор. Во-вторых, как было выяснено ранее, российский рынок труда не предлагает бюджетному сектору более стабильную и устойчивую занятость. Наконец, для того чтобы подтвердить отсутствие различной склонности к потреблению «бюджетных» и «небюджетных» домохозяйств, проведем напрямую сравнительный анализ их сбережений. В данных РМЭЗ – ВШЭ есть вопрос,

откладывала ли ваша семья в течение последних 30 дней сбережения. Если гипотеза о том, что «частные» домохозяйства потребляют меньше из-за желания накопить на «черный день» верна, то это должно отражаться в данных. В табл. 12 *Таблица 12. Сбережения домохозяйств: 2000–2014 гг.* приведены усредненные описательные статистики за период 2000–2014 гг. Домохозяйство считается «бюджетным», если более 70% работающих членов домохозяйства занято в бюджетном секторе. Мы видим, что большинство домохозяйств (более 80%) не имеют сбережений вообще. Среди тех, кто имеет сбережения, не выявлено статистически значимых различий между «частными» и «бюджетными» домохозяйствами. Возможно, респонденты дают недостоверную информацию при ответе на вопрос о сбережениях, тем не менее нет оснований полагать, что «частные» домохозяйства скрывают свои сбережения в большей степени, скорее, верно обратное, если верить, что домохозяйства с работниками бюджетного сектора получают теневые доходы. В данных РМЭЗ – ВШЭ также есть информация о накопленных сбережениях: ситуация аналогична – не наблюдается статистически значимой разницы между двумя типами домохозяйств.

Таблица 12. Сбережения домохозяйств: 2000–2014 гг.

	«Частные» домохозяйства		«Бюджетные» домохозяйства	
	Отношение текущих сбережений к:		Отношение текущих сбережений к:	
	текущей зарплате	общему доходу	текущей зарплате	общему доходу
Нет сбережений	84,6%		85,3%	
Минимум	0,02	0,002	0,002	0,001
Максимум	0,89	0,89	0,89	0,9
Среднее	0,31	0,28	0,34	0,28
Ст. отклонение	0,2	0,19	0,21	0,19

Примечание. Домохозяйство считается «бюджетным», если более 70% работающих членов домохозяйства занято в бюджетном секторе. Домохозяйство считается «частным», если более 70% работающих членов домохозяйства занято в частном секторе. Средние значения рассчитаны только для тех домохозяйств, чьи сбережения положительны.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

Возможно, частные домохозяйства переводят все свои сбережения в активы. В данных РМЭЗ – ВШЭ имеется информация о стоимости и площади жилья, наличии загородного дома, машины (отечественного либо иностранного производителя), компьютера. Мы проводим пробит-регрессии, контролируя на тот же набор факторов, что и в уравнениях (4)–(6). «Частные» домохозяйства проживают в более дорогих квартирах (коэффициент статистически значим, но невелик в экономическом плане, маржинальный эффект равен 0,02), тем не менее их жилье не больше по площади и они не показывают значимо большей склонности к обладанию загородным домом, машиной или компьютером.

Другими словами, гипотеза о том, что «частные» домохозяйства тратят большую часть своих доходов на капитал, а не на текущее потребление, также не подтверждается.

Мы не нашли доказательств тому, что более высокий уровень потребления в домохозяйствах с преобладанием работников бюджетного сектора объясняется различной склонностью к сбережениям в двух типах домохозяйств. И делаем вывод, что найденные различия в потреблении вызваны теневыми доходами, т.е. члены домохозяйства, занятые в бюджетном секторе, обеспечивают более высокий уровень потребления за счет взяток.

Заключение

В настоящей работе проанализированы возможные причины существования устойчивых различий заработных плат между государственным и частным секторами экономики на российском рынке труда. Выявлено, что более широкий спектр социальных льгот, предоставляемый в государственном секторе, объясняет как минимум половину межсекторного разрыва заработных плат. Речь идет об оплате всевозможных отпусков и путевок в санатории, оплате расходов на медицинское обслуживание, дотациях на транспорт и питание, содержании детей в дошкольных учреждениях и т.д. Низкие заработные платы могут быть ответом на более короткую продолжительность рабочей недели и более гибкие условия труда в государственном секторе, тем не менее вклад этих факторов в межсекторный разрыв незначителен. Что касается гарантий занятости, то в отличие от европейского рынка труда значимых различий между государственным и частным секторами не выявлено. Зато, с использованием методологии сравнения доходов и расходов домохозяйств, показано, что теневые доходы, или взятки, являются существенным фактором, объясняющим готовность занятых в бюджетном секторе работать за более низкие заработные платы.

Для определения межсекторного разрыва в работе впервые используются все доступные данные РМЭЗ – ВШЭ, т.е. данные за период 1994–2014 гг., при этом рассматриваются отдельно бюджетный сектор и сектор государственных предприятий. За прошедший двадцатилетний период «недоплаты» бюджетникам стабильны, при этом «штраф» в секторе государственных предприятий меньший по размеру и появляется лишь в 2003 г. Что касается объяснений межсекторного разрыва, то рассмотренные причины в одной и той же мере применимы как к бюджетникам, так и к работникам госпредприятий.

Социальное обеспечение и взятки – вот две основные причины, удерживающие работников в государственном, в частности бюджетном, секторах при более низких заработных платах.

Список литературы

1. Гимпельсон В., Лукьянова А. (2006а) «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. № 6. С. 81–106. Gimpelson V., Lukyanova A. (2006a) Are public servants underpaid in Russia? Estimating the public-private wage gap. *Voprosy Ekonomiki*, No. 6, pp. 81–106. (In Russian).]
2. Гимпельсон В., Лукьянова А. (2006b) Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба? // Экономический журнал ВШЭ. Т. 10. № 4. С. 557–589. [Gimpelson V., Lukyanova A. (2006b) To be a public servant in Russia: Lucky choice or bad luck? *Ekonomicheskii Zhurnal VShE*, Vol. 10, No. 4, pp. 557–589. (In Russian).]
3. Гимпельсон В., Капелюшников Р., Лукьянова А., Рыжикова З., Куляева Г. (2010) Формы собственности в России: различия в заработной плате // Журнал Новой экономической ассоциации. № 5. С. 48–72. [Gimpelson V., Kapeliushnikov R., Lukyanova A., Ryzhikova Z., Kulyaeva G. (2010) Forms of property in Russia: Wage differentials. *Zhurnal Novoi Ekonomicheskoi Assotsiatsii*, No. 5, pp. 48–72. (In Russian).]
4. Журавлева Т. (2015) Платит ли российское государство «справедливую» зарплату: обзор исследований // Вопросы экономики. № 11. [Zhuravleva T. (2015) Does the Russian Government Pay a “Fair” Wage: Review of Studies. *Voprosy Ekonomiki*, No. 11. (In Russian).]
5. Шарунина А. (2013). Является ли российский «бюджетник» неудачником? Анализ межсекторных различий в оплате труда // Экономический журнал ВШЭ. Т. 17. № 1. С. 75–107. [Sharunina A. (2013) Are Russian public servants losers? The analysis of inter-sector wage differentials. *Ekonomicheskii Zhurnal VShE*, Vol. 17, No. 1, pp. 75–107. (In Russian).]
6. Шарунина А. (2015) Где бюджетнику жить хорошо? Анализ межсекторных различий в оплате труда в регионах России: препринт WP3/2015/05. Серия WP3 «Проблемы рынка труда» [Where do public workers live well? Public-private wage gaps in Russia's regions; Working paper WP3/2015/05. Series WP3 “Labour Markets in Transition” (In Russian.)]
7. Bargain O., Melly B. (2008) Public sector pay gap in France: new evidence using panel data. IZA DP N. 3427, Bonn.
8. Brainerd E. (2002) Five years after: the impact of mass privatization in Russia, 1993–1998 // *Journal of Comparative Economics*. No. 30. P. 160–190.

9. Gorodnichenko Y., Sabirianova K. (2007) Public sector pay and corruption: measuring bribery from micro data // *Journal of Public Economics*. Vol. 91. P. 963–991.
10. Hirsch B. (2008) Wage Gaps Large and Small // *Southern Economic Journal*. Vol. 74 (4). P. 914–933.
11. Lokshin M., Jovanovic B. (2003) Wage differentials and state-private sector employment choice in Yugoslavia // *Economics in Transition*. No. 11. P. 463–491.
12. Mincer J. (1974) *Schooling, experience and earnings* // NBER and Columbia University Press. N. Y.

Zhuravleva, T.

Fringe benefits and corruption as an explanation of the private sector wage advantage in Russia [Electronic resource] : Working paper WP3/2016/01 / T. Zhuravleva ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (1 Mb). – Moscow : Higher School of Economics Publ. House, 2015. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 31 p. (In Russian.)

In this study we use a panel micro data set from the Russian Longitudinal Monitoring Survey to investigate the reasons for the existence of the stable private sector wage “premium” in the Russian labor market for the period 1994–2014. We do not find support for significantly higher job security and flexibility in the public sector but we do establish that differences in fringe benefits could explain at least 50% of the wage gap. Furthermore, we find that households with workers in the public sector receive lower earnings but enjoy the same level of consumption expenditures. Differences in assets and precautionary motives of workers cannot reconcile these discrepancies. Unexplained differences are referred to unreported income in the public sector, or bribes.

Keywords: public sector, wage differentials, RLMS, Russian Federation

JEL: J31, J45.

*Препринт WP3/2016/01
Серия WP3
Проблемы рынка труда*

Журавлева Татьяна Леонидовна

**Социальные льготы, гарантии занятости
и коррупция: что «штрафует» бюджетников**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

Изд. № 1956