

Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 1. С. 76–99.
HSE Economic Journal, 2016, vol. 20, no 1, pp. 76–99.

Социальные льготы и гарантии занятости: что «штрафует» бюджетников

Журавлева Т.Л.

В настоящем исследовании используются данные РМЭЗ – ВШЭ для изучения причин существования устойчивых межсекторных различий заработных плат в пользу частного сектора на российском рынке труда на протяжении 1994–2014 гг. При рассмотрении государственного сектора выделяются отдельно бюджетный сектор и сектор государственных предприятий. В отличие от европейского рынка труда, 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 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. Устанавливается, что рассмотренные причины в одной и той же мере применимы как к бюджетникам, так и к работникам государственных предприятий.

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

Введение

В последние годы опубликован целый ряд исследований, доказывающих, что в России занятые в государственном и, в частности, бюджетном секторах экономики получают значительно более низкие заработные платы, чем сопоставимые работники из частного сектора [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Гимпельсон, Лукьянова, 2006б; 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 челове-

Журавлева Татьяна Леонидовна – Ph.D. in Economics, старший научный сотрудник РАНХиГС.
E-mail: GuravlevaT@ranepa.ru

Статья поступила: 12.11.2015/Статья принята: 23.12.2015.

ского 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, всегда существует неслучайность отбора, ввиду которого наиболее часто применяемый МНК с дамми-переменной для сектора приводит 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 документирование межсекторного разрыва заработных плат как такового, а необходимо понимание причин, по которым он существует в долгосрочном периоде. Целью настоящей работы является произведение расчетов, показывающих, 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 и возможность дополнительной занятости в качестве возможных причин «компенсации» более низких заработных плат бюджетников.

1. Статистические данные и рабочие определения

В настоящей работе используются данные девятнадцати 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 при изучении межсекторной дифференциации неоднократно обсуждались в литературе (см., например: [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 лет, 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 наблюдений 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 переменные из данных РМЭЗ – ВШЭ: величину заработной платы, полученной индивидом на его основном месте работы за последние 30 дней, и его среднемесячную заработную плату за последние 12 месяцев, также на основном месте работы, независимо от того, платили ее вовремя или нет. С одной стороны, среднемесячную зарплату за последние 12 месяцев можно считать аппроксимацией постоянного дохода индивида, поэтому она 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. Кроме того, на рынке может существовать проблема задержек выплат заработных плат, отражающаяся в первом показателе, но не оказывающая влияния на второй. 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. Для учета инфляции в регрессии добавляются ежегодные дамми-переменные.

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. 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 бюджетникам относится респондент, работающий на предприятии, принадлежащем государству, при этом занятый в отрасли здравоохранения, образования, науки и культуры, управления *или* имеющий «заведомо бюджетную» профессию (социальные работники, таможенники, МВД и пр.). Бывает, что респонденты ошибаются и, являясь, например,

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.

² Код доступен по запросу.

учителями, не относят себя к отрасли образования. 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, в период 1994–2003 гг. мы нашли 10243 бюджетников против 9652 (разница в 6%) по ранее принятой методологии, а в 2004–2014 гг. этот разрыв увеличился с 17218 до 20713 (разница 21%). Дело в том, что до 2004 г. классификация отраслей производилась вручную на базе названий предприятий, после 2004 г. стали использоваться ответы респондентов на вопросы о том, к какой отрасли относится их предприятие. Неосведомленность респондентов на этот счет существенно снизила качество отраслевой принадлежности. Т-test подтвердил значимое увеличение разницы доли бюджетников в предлагаемой нами методологии по сравнению с ранее используемым подходом [Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Шарунина, 2013] после 2004 г. Методологию, использующую пересечение отрасли и профессии, мы считаем более корректной при изучении вопросов межсекторных разрывов. Более того, 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. Важно отметить, что в эту выборку попадают также респонденты, занятые на предприятиях смешанного типа собственности.

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 говорилось выше, в настоящем исследовании мы выделяем отдельно бюджетный сектор и государственный сектор, объединяющий вместе 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]:

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

где w_{it} – заработная плата индивида i в момент времени t ; X_{it} – факторы, определяющие заработную плату индивида: возраст, квадрат возраста, специальный стаж, квадрат специального 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 эконо-

мически значимое превосходство работников частного сектора по уровню заработных плат. На протяжении всего периода наблюдений 1994–2014 гг., при прочих равных условиях, 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-процентное преимущество, то после 1998 г. ситуация изменилась, и этот сектор, подобно бюджетному, перешел в разряд отстающих по уровню заработных плат. Возможно, это связано с тем, что приватизировались наиболее эффективные предприятия, способные платить своим работникам высокие заработные платы. Отметим также, что в табл. 1 бюджетники противопоставляются всем остальным работникам, при этом оценки, полученные только на подвыборке частного сектора и бюджетников (не приведенные в таблице), еще более «усугубляют» финансовое положение последних.

Таблица 1.

Ежегодные оценки межсекторного разрыва, 1994–2014 гг.

	Госсектор	Бюджетники	Госпредприятия	Количество наблюдений
1994 г.	-0,119** (0,048)	-0,255*** (0,050)	0,098** (0,044)	1778
1995 г.	-0,206*** (0,058)	-0,352*** (0,059)	0,106** (0,053)	1261
1996 г.	-0,130** (0,065)	-0,394*** (0,069)	0,186*** (0,061)	1008
1998 г.	-0,201*** (0,062)	-0,268*** (0,065)	0,044 (0,062)	1039
2000 г.	-0,317*** (0,059)	-0,322*** (0,062)	-0,021 (0,058)	1217
2001 г.	-0,316*** (0,055)	-0,399*** (0,057)	0,049 (0,054)	1291
2002 г.	-0,343*** (0,049)	-0,329*** (0,053)	-0,056 (0,050)	1354
2003 г.	-0,382*** (0,048)	-0,333*** (0,051)	-0,096* (0,051)	1309
2004 г.	-0,364*** (0,042)	-0,274*** (0,050)	-0,180*** (0,046)	1380
2005 г.	-0,357*** (0,038)	-0,343*** (0,046)	-0,121*** (0,042)	1711
2006 г.	-0,336*** (0,039)	-0,277*** (0,045)	-0,155*** (0,044)	1586
2007 г.	-0,363*** (0,035)	-0,291*** (0,039)	-0,160*** (0,040)	1557
2008 г.	-0,333*** (0,032)	-0,323*** (0,037)	-0,117*** (0,039)	1921

Окончание табл. 1.

	Госсектор	Бюджетники	Госпредприятия	Количество наблюдений
2009 г.	-0,250*** (0,035)	-0,157*** (0,039)	-0,175*** (0,041)	1657
2010 г.	-0,290*** (0,024)	-0,254*** (0,027)	-0,131*** (0,029)	2937
2011 г.	-0,307*** (0,028)	-0,326*** (0,032)	-0,071** (0,035)	2595
2012 г.	-0,266*** (0,025)	-0,258*** (0,028)	-0,102*** (0,032)	2760
2013 г.	-0,242*** (0,026)	-0,205*** (0,030)	-0,132*** (0,034)	2465
2014 г.	-0,272*** (0,031)	-0,247*** (0,035)	-0,125*** (0,039)	2027

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном уровне значимости; ** – на пятипроцентном; * – на десятипроцентном. 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 данных: РМЭЗ – ВШЭ.

Оценки $\hat{\theta}$ могут быть смещенными по нескольким причинам. Во-первых, отдача от объясняющих переменных может быть не одинаковой 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:

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

где α_i – индивидуальные фиксированные эффекты, позволяющие учесть ненаблюдаемые характеристики индивидов, влияющие на заработную плату. У модели с фиксированными эффектами много слабых мест. Во-первых, ненаблюдаемые характеристики могут варьироваться с течением жизни индивида, что не учитывается в регрессиях с фиксированными эффектами. Во-вторых, возникает проблема несбалансированной панели: если респонденты выбывают из обследования не случайно³, то это также приводит к

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

смещенным оценкам. В-третьих, фиксированные эффекты «берут на себя» все неизменяющиеся во времени переменные (пол, регион проживания, для большинства индивидов семейное положение, образование и пр.). Наконец, идентификация в модели с фиксированными эффектами происходит только на тех индивидах, которые хотя бы раз изменили сектор занятости в течение наблюдаемого периода (около половины работающих индивидов в выборке РМЭЗ – ВШЭ за период 1994–2014 гг.). Если эти индивиды обладают специфическими характеристиками по сравнению с общей совокупностью, то это также приведет к смещенным оценкам межсекторной премии. 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.

В табл. 2 представлены альтернативные оценки 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 и дамми-переменные для тяжелых условий труда. 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 зависимой переменной используется заработная плата индивида за последние 30 дней и среднемесячная заработная плата за последние 12 месяцев на его основном месте работы, 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.

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 вдвое⁴. Тем не менее более полный учет индивидуальных характеристик и характеристик рабочих мест по-прежнему выяв-

⁴ 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 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.

ляет статистически и экономически значимый 15–25-процентный «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. Существенно более высокие «премии» в частном секторе при исключении сектора государственных предприятий из рассмотрения (последние две строки табл. 2) свидетельствуют о неслучайном распределении работников по секторам.

Таблица 2.

Различные оценки межсекторного разрыва, 1994–2014 гг.

	Зарботная плата за последние 30 дней			Среднемесячная заработная плата за последний год		
	МНК	расширенный МНК	модель с фиксированными эффектами	МНК	расширенный МНК	модель с фиксированными эффектами
Госсектор	-0,285*** (0,013) 32853	-0,211*** (0,012) 21228	-0,065*** (0,012) 32853	-0,309*** (0,011) 30381	-0,225*** (0,011) 22076	-0,063*** (0,009) 30381
Бюджетный сектор	-0,285*** (0,015) 32833	-0,203*** (0,014) 21218	-0,105*** (0,017) 32833	-0,288*** (0,014) 30363	-0,223*** (0,013) 21698	-0,120*** (0,012) 30363
Госпредприятия	-0,065*** (0,014) 32833	-0,065*** (0,013) 22076	-0,006 (0,012) 32833	-0,099*** (0,013) 30363	-0,063*** (0,012) 21698	-0,031*** (0,007) 30363
Бюджетный сектор (пр. частного)	-0,359*** (0,016) 23551	-0,267*** (0,016) 16413	-0,164*** (0,022) 23551	-0,378*** (0,015) 22266	-0,29*** (0,014) 16738	-0,287*** (0,011) 22266
Госпредприятия (пр. частного)	-0,20*** (0,015) 24056	-0,144*** (0,014) 15539	-0,041** (0,014) 24056	-0,30*** (0,014) 22242	-0,149*** (0,013) 16210	-0,102*** (0,008) 22242

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном уровне значимости; ** – на пятипроцентном 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. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

Каждая методология имеет свои особенности и недостатки, тем не менее общая картина дает основание 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

Преыдущий 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] дополняют 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.

Авторы, исследующие межсекторную дифференциацию на российском рынке труда, также задаются вопросом причин отсутствия массового перехода работников в частный сектор из государственного при наличии столь устойчивых недоплат последним. Например, В. Гимпельсон и А. Лукьянова (2006) предполагают, что они не учли все компоненты вознаграждения за труд, а также упоминают 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 всевозможные 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 в трех секторах.

Таблица 3.
Межсекторные различия в условиях труда, 2014 г.

	Частный сектор	Бюджетный сектор	Сектор государственных предприятий
Продолжительность рабочей недели	45,46	39,88	43,32
Вредное и опасное производство	0,06	0,24	0,19
Длина отпуска	25,52	37,02	30,27
Удовлетворенность работой	0,88	0,91	0,89
Желание сменить работу	0,20	0,13	0,44
Беспокойство о потере работы	0,56	0,53	0,57

Примечание. В таблице представлены средние значения каждого показателя по секторам в 2014 г. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

В табл. 3 приведены значения каждого показателя за 2014 г. В ходе анализа динамики этих показателей за период 1994–2014 гг. демонстрируется их 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 данные тенденции наблюдаются во всех трех секторах в одной и той же мере, поэтому показатели за 2014 г. 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 производства⁵, дающего право на досрочное назначение трудовой пенсии и прочие социальные льготы: 24% бюджетников называют свою работу вредной и опасной против 6 и 19% в частном и секторе государственных предприятий соответственно. Лидерство бюджетного сектора по этому показателю, в частности, 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

⁵ Вопрос в РМЭЗ – ВШЭ «Является ли производство, на котором Вы работаете, вредным или опасным, т.е. дающим Вам право на досрочное назначение трудовой пенсии, на дополнительные выплаты или льготы?».

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 и беспокоятся о ее потере. А вот сменить работу желает почти половина работников государственных предприятий против 20 и 13% в частном и бюджетном секторах соответственно.

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 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 день⁶.

Расчеты показывают, что использование часовой заработной платы в качестве зависимой переменной снижает «штраф» бюджетников на 0,1 п.п. при оценке МНК и 0,035 п.п. при использовании модели с фиксированными эффектами. Эта величина составляет около трети 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**

	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R ²
Зависимая переменная:				
Log(месячная зарплата) МНК, 2004–2014 гг.	-0,292*** (0,016)	-0,179*** (0,015)	21584	0,55
Log(часовая зарплата) МНК, 2004–2014 гг.	-0,193*** (0,016)	-0,130*** (0,015)	21584	0,53
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2004–2014 гг.	-0,115*** (0,021)	-0,050*** (0,016)	21584	0,45

⁶ Для возможности корректного сравнения мы ограничиваем регрессию месячной заработной платы теми индивидами, которые предоставляют информацию о продолжительности их рабочей недели. Это объясняет небольшие расхождения с табл. 2 в количестве наблюдений и, соответственно, коэффициентах.

Окончание табл. 4.

	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R2
Log(часовая зарплата) ФЕ, 2004–2014 гг.	-0,080** (0,022)	-0,029** (0,016)	21584	0,43
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2004–2014 гг., полный рабочий день	-0,101*** (0,024)	-0,045*** (0,017)	17648	0,44
Log(часовая зарплата) ФЕ, 2004–2014 гг., полный рабочий день	-0,092** (0,025)	-0,033** (0,017)	17648	0,44

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном уровне значимости; ** – на пятипроцентном; * – на десятипроцентном. 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. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях. В таблице указан within R² для регрессий с фиксированными эффектами.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

Проведенный анализ выявил, что продолжительность рабочей недели, которая существенно ниже 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 «продолжительность рабочего времени» объясняет межсекторный разрыв на треть. 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 заниженной⁷. 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, (частичная) оплата лечения, льготное питание и пр., могут выступать компенсацией за более низкие заработные платы.

⁷ Смещение также может быть и в другую сторону, если работники частного сектора работают дольше, но менее эффективно, хотя эта гипотеза не кажется реалистичной.

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	
	мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
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
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. Произведена коррекция на ежегодное количество наблюдений.

Источник данных: 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	Предельный 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	незначимо
Дотации на транспорт	0,050***
Обучение за счет предприятия	0,103***

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном 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. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

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

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

где F_i – 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, де-

ленная 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?»⁸. 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

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

где X_{it} – расширенный набор объясняющих переменных, используемый в анализе ранее.

Таким образом, $\hat{\theta}'$ показывает межсекторный разрыв заработных плат, принимающий во внимание различия в предоставляемом компенсационном пакете в двух секторах. Поскольку данные о социальных льготах в РМЭЗ – ВШЭ 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 26,1 до 9,8%, т.е. более чем вдвое. Аналогична ситуация для сектора государственных предприятий: разрыв снижается с 16,1 до 6%. Регрессии с фиксированными эффектами подтверждают полученные результаты: разрыв также снижается больше чем вдвое.

Важно понимать, что предлагаемая методология игнорирует проблему эндогенности⁹, т.е. при расчете общей компенсации мы считаем, что индивиды в разных секторах имеют одинаковую чувствительность к предлагаемым льготам, как если бы ни выбирали сектор занятости случайно. Но индивиды выбирают сектор не случайно, и, возможно, их выбор как раз связан с предлагаемыми льготами. Например, женщины, планирующие

⁸ Понятно, что полученные таким образом оценки являются не вполне точными, поскольку опросы проводятся в октябре-декабре, а стандартно сезон отпусков – это лето.

⁹ Частично проблема эндогенности учитывается при применении регрессий с фиксированными эффектами, у этого метода есть и недостатки (см. выше).

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. При предпосылке ортогональности ненаблюдаемых характеристик работников к льготам 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.

Таблица 7.

Межсекторный разрыв: учет общей компенсации

	Бюджетный сектор	Сектор госпредприятий	Количество наблюдений	R ²
Зависимая переменная:				
Log(месячная зарплата) МНК, 2000–2010 гг.	-0,261*** (0,016)	-0,161*** (0,014)	15488	0,54
Log(общая компенсация) МНК, 2000–2010 гг.	-0,098*** (0,016)	-0,059*** (0,009)	15488	0,82
Log(месячная зарплата) ФЕ, 2000–2010 гг.	-0,111*** (0,021)	-0,047*** (0,015)	15488	0,42
Log(общая компенсация) ФЕ, 2000–2010 гг.	-0,044** (0,022)	-0,032* (0,012)	15488	0,71

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном уровне значимости; ** – на пятипроцентном; * – на десятипроцентном. 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. Произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

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 веро-

ятностью быть уволенными 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 коллегами¹⁰. 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 оценивается пробит-регрессия с контролем на расширенный набор объясняющих переменных. Результаты оценки приведены в табл. 8.

¹⁰ Уход с работы по состоянию здоровья и семейным обстоятельствам не рассматривается, поскольку считается не связанным с ситуацией на рынке труда.

Таблица 8.

Гарантии занятости

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

Примечание. В таблице приведены маргинальные эффекты. * – коэффициент значим на 10-процентном 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. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: 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 уволенными в следующем году по сравнению с сопоставимыми работниками из других секторов. Покажем, тем не менее, что эта разница не достаточна 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:

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

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 и мобильность на российском рынке труда в целом не высока, 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 год 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 2000–2014 гг. (если индивид не работает в момент t , то $w_t = 0$) и оцениваем следующее уравнение¹¹:

$$(6) \quad \ln[\text{Var}(w_i)] = \beta \cdot X_i + \theta \cdot S_i + \varepsilon_i,$$

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 годы с 1998 г. по 2005 г. 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 объяснить существующий межсекторный разрыв заработных плат.

3.4. Гибкий график работы и дополнительная занятость

Гибкий график работы предоставляет индивидам 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 не существенна в экономическом плане. Пробит-регрессии подтверждают данный вывод: как видно из табл. 9, при прочих равных условиях, бюджетники имеют на 2% бóльшую 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

¹¹ Если индивид не работает или не опрашивается в момент t , то ему присваивается его средняя заработная плата за периоды $t - 1$ и $t + 1$.

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 гг.)	0,021*** (0,003)	-0,011*** (0,004)	24658	
Log(зарплата на первой работе) (МНК, 2004–2014 гг.)	-0,289*** (0,015)	-0,183*** (0,015)	21799	0,55
Log(зарплата на двух работах) (МНК, 2004–2014 гг.)	-0,285*** (0,015)	-0,179*** (0,014)	21799	0,55
Log(зарплата на первой работе) (ФЭ, 2004–2014 гг.)	-0,102** (0,021)	-0,053*** (0,015)	21799	0,44 (within)
Log(зарплата на двух работах) (ФЭ, 2004–2014 гг.)	-0,093*** (0,021)	-0,053*** (0,015)	21799	0,49 (within)

Примечание. Значимость коэффициента: *** – на однопроцентном уровне значимости; ** – на пятипроцентном; * – на десятипроцентном. 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. В МНК регрессиях произведена коррекция на кластеризацию ошибок. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

Заключение

В настоящей работе проанализирована одна из трех возможных причин существования устойчивых различий заработных плат между государственным и частным секторами экономики на российском рынке труда – это различия в «компенсационном пакете» работников двух отраслей, выражающиеся в условиях труда, социальных льготах, рисках и гарантиях занятости и графике работы.

Выявлено, что более широкий спектр социальных льгот, предоставляемый в государственном секторе, объясняет как минимум половину межсекторного разрыва зара-

ботных плат. Речь идет об оплате всевозможных отпусков и путевок в санатории, (частичной) 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.

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., после окончания процесса приватизации. Что касается объяснений межсекторного разрыва, то рассмотренные причины в одной и той же мере применимы как к бюджетникам, так и к работникам государственных предприятий.

Приложение.

**Описательные статистики:
частный сектор, бюджетный сектор, сектор государственных предприятий,
2013 г.**

	Частный сектор	Сектор государственных предприятий	Бюджетный сектор
Мужчины	0,52	0,59	0,23
Возраст	39,43	43,47	43,06
Специальный стаж	5,87	9,58	9,65
Уровень образования:			
высшее образование	0,28	0,28	0,45
среднее образование	0,14	0,16	0,08
профессиональное	0,43	0,42	0,40
Размер предприятия:			
малое (менее 100 человек)	0,67	0,51	0,72
большое (более 500 человек)	0,12	0,23	0,08
Женат/замужем	0,56	0,63	0,61
Проживает в городе	0,79	0,64	0,62
Проживает в Москве	0,15	0,15	0,12

Окончание табл.

	Частный сектор	Сектор государственных предприятий	Бюджетный сектор
Продолжительность рабочей недели	45,16	42,88	39,53
Вредные условия труда	0,07	0,17	0,26
Удовлетворен работой	0,88	0,91	0,90
Имеет дополнительную работу	0,04	0,03	0,06
Имеет детей	0,75	0,81	0,85

Примечание. Выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми на предприятиях и в организациях. В таблице для информации представлены данные за 2013 г., существенной разницы в описательных статистиках за период 1994–2013 гг. не наблюдается.

Источник данных: РМЭЗ – ВШЭ.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Гимпельсон В., Лукьянова А. «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. 2006а. № 6. С. 81–106.

Гимпельсон В., Лукьянова А. Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба? // Экономический журнал ВШЭ. 2006б. Т. 10. № 4. С. 557–589.

Гимпельсон В., Капелюшников Р., Лукьянова А., Рыжикова З., Куляева Г. Формы собственности в России: различия в заработной плате // Журнал Новой экономической ассоциации. 2010. № 5. С. 48–72.

Журавлева Т. Платит ли российское государство «справедливую» зарплату: обзор исследований // Вопросы экономики. 2015. № 11.

Шарунина А. Является ли российский «бюджетник» неудачником? Анализ межсекторных различий в оплате труда // Экономический журнал ВШЭ. 2013. Т. 17. № 1. С. 75–107.

Шарунина А. Где бюджетнику жить хорошо? Анализ межсекторных различий в оплате труда в регионах России: Препринт WP3/2015/05. Серия WP3. Проблемы рынка труда. 2015.

Bargain O., Melly B. Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data: IZA DP № 3427. Bonn, 2008.

Brainerd E. Five Years After: The Impact of Mass Privatization in Russia, 1993–1998 // Journal of Comparative Economics. 2002. 30. P. 160–190.

Gorodnichenko Y., Sabirianova K. Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data // Journal of Public Economics. 2007. Vol. 91. P. 963–991.

Hirsch B. Wage Gaps Large and Small // Southern Economic Journal. 2008. 74. 4. P. 914–933.

Lokshin M., Jovanovic B. Wage Differentials and State-private Sector Employment Choice in Yugoslavia // Economics in Transition. 2003. 11. P. 463–491.

Mincer J. Schooling, Experience and Earnings. New York: NBER and Columbia University Press, 1974.

Fringe Benefits and Job Security as an Explanation of the Huge Private Sector Premium in Russia

Zhuravleva Tatiana

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 119571, Russian Federation.
E-mail: GuravlevaT@ranepa.ru

In this study we investigate reasons for the existence of the stable private sector wage “premium” in the Russian labor market for the period of 1994–2014 using data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey. Public sector in our study is subdivided into budget sector and SOE sector. In contrast to the European labor market we do not find evidences of significantly higher job security in the public sector but we do establish that differences in fringe benefits could explain at least 50% of the wage gap. Difference in fringe benefits constitutes of discrepancies in the access to regular paid vacation and payments for tourist camps, full or partial payments for treatments in medical facilities, subsidies for food and transportation, free childcare etc. Lower wages in the public sector can also be explained by shorter workweek and more flexible working conditions, however the contribution of these factors to the private-public wage gap is negligible. We establish that the reasons for the existence of the private sector wage “premium” discussed above are applied to the same extend both to employees in public sector and in the SOE.

Key words: public sector; wage differentials; RLMS; Russian Federation.

JEL Classification: J31, J45.

* *
*

References

Gimpelson V., Lukyanova A. (2006a) «O bednom bjudzhetnike zamolvite slovo...»: mezhsektornye razlichija v zarabotnoj plate [Are Public Servants Underpaid in Russia? Estimating the Public-private Wage Gap]. *Voprosy Ekonomiki*, 6, pp. 81–106.

Gimpelson V., Lukyanova A. (2006b) Byt' bjudzhetnikom v Rossii: udachnyj vybor ili neschastnaja sud'ba? [To be a Public Servant in Russia: Lucky Choice or Bad Luck?]. *HSE Economic Journal*, 10, 4, pp. 557–589.

Gimpelson V., Kapeliushnikov R., Lukyanova A., Ryzhikova Z., Kulyaeva G. (2010) Formy sobstvennosti v Rossii: razlichija v zarabotnoj plate [Forms of Property in Russia: Wage Differentials]. *Journal of the New Economic Association*, 5, pp. 48–72.

Zhuravleva T. (2015) Platit li rossijskoe gosudarstvo «spravedlivuju» zarplatu: obzor issledovanij [Does the Russian Government Pay a “Fair” Wage: Review of Studies]. *Voprosy Ekonomiki*, 11.

Sharunina A. (2013) Javljaetsja li rossijskij «bjudzhetnik» neudachnikom? Analiz mezhsektornyh razlichij v oplate truda [Are Russian Public Servants Losers? The Analysis of Inter-sector Wage Differentials]. *HSE Economic Journal*, 17, 1, pp. 75–107.

Sharunina A. (2015) *Gde bjudzhetniku zhit' horosho? Analiz mezhsektornyh razlichij v oplate truda v regionah Rossii*. Preprint WP3/2015/05. Serija WP3. Problemy rynka truda [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”.

Bargain O., Melly B. (2008) Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data. IZA DP no 3427, Bonn.

Brainerd E. (2002) Five Years After: The Impact of Mass Privatization in Russia, 1993–1998. *Journal of Comparative Economics*, 30, pp. 160–190.

Gorodnichenko Y., Sabirianova K. (2007) Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data. *Journal of Public Economics*, 91, pp. 963–991.

Hirsch B. (2008) Wage Gaps Large and Small. *Southern Economic Journal*, 74, 4, pp. 914–933.

Lokshin M., Jovanovic B. (2003) Wage Differentials and State-private Sector Employment Choice in Yugoslavia. *Economics in Transition*, 11, pp. 463–491.

Mincer J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*. New York: NBER and Columbia University Press.