

Является ли российский «бюджетник» «неудачником»? Анализ межсекторных различий в оплате труда

Шарунина А.В.

В исследовании предпринята попытка определить, существуют ли на российском рынке труда значимые различия в оплате труда работников бюджетного и небюджетного секторов. Анализ на базе данных РМЭЗ – ВШЭ за 2000–2010 гг. показал наличие межсекторного разрыва с учетом как наблюдаемых, так и ненаблюдаемых характеристик работников и рабочих мест. Относительная недоплата «бюджетникам» составляет, в среднем, около 30%. Кроме того, при прочих равных, потери от работы в бюджетном секторе выше у более способных, чем у их менее оплачиваемых коллег. Использование декомпозиции на основе квантильной регрессии помогает ответить на вопрос о природе и источниках различий в оплате труда. Автор приходит к выводу, что главной причиной разрыва являются институциональные механизмы формирования заработной платы бюджетного сектора в России.

Ключевые слова: межсекторный разрыв; бюджетный сектор; РМЭЗ – ВШЭ; Россия.

1. Введение

В нашем повседневном лексиконе слово «бюджетник» стало устойчивым обозначением «неудачника» – образованного, но малооплачиваемого и зависимого от государства человека¹. В настоящее время в России насчитывается более 14 млн «бюджетников», которые заняты производством важнейших общественных благ в таких видах деятельности, как образование, здравоохранение, культура, государственное управление. Возникает вопрос: действительно ли им недоплачивают и если да, то на сколько?

Автор благодарен В.Е. Гимпельсону, Р.И. Капелюшникову, А.Л. Лукьяновой, А.Ю. Ощепкову, С.Ю. Рошину, Л.И. Смирных и С.А. Солнцеву за советы и комментарии. Работа выполнена в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

¹ Название «бюджетники» условное, в большинстве стран используется термин «работники общественного сектора» (public sector workers).

Шарунина Анна Вячеславовна – м.н.с. Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ, аспирант кафедры экономики труда и народонаселения НИУ ВШЭ. E-mail: asharunina@hse.ru

Статья поступила в Редакцию в январе 2013 г.

Заработная плата работников бюджетного сектора находится в фокусе общественного внимания по многим причинам. С одной стороны, совокупный фонд оплаты труда всех «бюджетников» составляет значительную (более 20%) часть консолидированного бюджета страны, и его дальнейшее увеличение требует дополнительного фискального напряжения. С другой стороны, и относительная недоплата, и относительная переплата «бюджетникам» чреваты разнообразными проблемами для производства услуг в этом секторе, для рынка труда в целом, для благосостояния работников. Если «бюджетникам» недоплачивают по сравнению с тем, сколько они могли бы получать в альтернативном (т.е. в небюджетном или, что в российском случае точнее, коммерческом) секторе, то либо мы останемся без учителей или врачей, либо – вследствие негативного отбора – они будут замещены работниками с «худшими» характеристиками (например, менее способными, менее мотивированными, менее квалифицированными и т.п.). Если им переплачивают, то тогда уже небюджетный сектор может потерять свои рабочие места и конкурентоспособность, не выдержав давления на трудовые издержки. Таким образом, существует объективная необходимость поиска «справедливого» уровня оплаты труда работников бюджетного сектора и создания таких институтов рынка труда, которые бы поддерживали подобную «справедливость».

Анализу различий в оплате труда между «бюджетниками» и «небюджетниками», т.е. межсекторному «разрыву»², посвящена значительная литература в области экономики труда [8, 27, 33]. Она мотивирована признанием важности этой проблемы, с одной стороны, и сложностью ее решения, с другой. Сравнение средних отраслевых заработных плат, к сожалению, не дает ответа на интересующий нас вопрос о соотношении заработных плат. Поскольку разные отрасли используют разную (по своим характеристикам) рабочую силу, а выбор работниками отрасли/сектора не является случайным, то простое сопоставление средних показателей зарплат по укрупненным секторам или видам деятельности не позволяет сделать строгий вывод о наличии существенного межсекторного несоответствия и недостаточно для того, чтобы формулировать научно обоснованные выводы для экономической и социальной политики. Корректное межсекторное сравнение заработных плат предполагает учет как социально-демографических характеристик работников, так и параметров занимаемых ими рабочих мест, неденежных составляющих оплаты труда, а также понимание механизмов выбора сектора. Для этого необходимы специальные исследования с использованием больших массивов микроданных.

Несмотря на неубывающий поток исследований по этой тематике в разных странах мира, соответствующие работы по России по-прежнему редки. В то же время есть основания полагать, что специфика России и ее институтов проявляется в нетривиальной динамике межсекторного разрыва. Во-первых, доминирующие механизмы зарплатообразования в России сильно отличаются от соответствующих механизмов большинства развитых и развивающихся стран [2, 30]. Во-вторых, масштабный бюджетный сектор влияет на равновесную заработную плату в небюджетном. В-третьих, эффект многочисленных повышений заработных плат бюджетников, имевших место в 2005–2011 гг., еще никогда не анализировался с точки зрения влияния на распределение заработных плат. Имею-

² Под «разрывом» (*wage gap*) мы понимаем различия в заработках между идентичными работниками, занимающими схожие рабочие места, но принадлежащими к разным секторам, т.е. при соблюдении условия «при прочих равных».

щиеся исследования анализируют разрыв, наблюдавшийся в период до 2005 г. [2, с. 197–249; 15], либо рассматривают различия в оплате труда между предприятиями разных форм собственности, не выделяя бюджетный сектор как таковой [1].

Цель данной работы – проанализировать динамику и происхождение разрыва между идентичными работниками, занимающими схожие рабочие места в бюджетном и небюджетном секторах в российской экономике в 2000–2010 гг.

Для достижения данной цели нужно решить следующие основные задачи: 1) создать базу данных и определить методологию, позволяющие анализировать такой разрыв; 2) определить его величину и динамику; 3) проанализировать структуру разрыва.

Такой набор задач определяет структуру и логику работы. Статья состоит из Введения, 7 разделов и Заключения. В разделе 2 рассматривается эволюция оплаты труда в бюджетном секторе. Раздел 3 посвящен обзору литературы по данной тематике. Раздел 4 рассматривает институциональные механизмы зарплатообразования в бюджетном секторе. Описание исследовательской методологии и используемых данных дано в разделе 5. Раздел 6 посвящен дескриптивному анализу межсекторных различий характеристик работников бюджетного и небюджетного секторов. Раздел 7 приводит и обсуждает эконометрические оценки разрыва в динамике, а раздел 8 анализирует вероятные источники межсекторного разрыва. Заключение содержит выводы и размышления о дальнейших перспективах исследования данной тематики.

2. Основные тенденции в оплате труда «бюджетников» в 2000-е годы

Начнем эмпирический анализ с описания общих тенденций в оплате труда в российском бюджетном секторе³. Широко распространенное в общественном мнении представление о том, что «бюджетникам» недоплачивают, основано на сравнении средних заработных плат по видам деятельности. Однако эти оценки не учитывают различия в структуре занятости в разных видах деятельности. В этой части исследования обратимся к динамике средних величин и рассмотрим влияние на них централизованных решений, затрагивающих оплату труда в бюджетном секторе.

Прежде чем переходить к анализу соотношений между средними заработными платами по секторам, остановимся подробнее на динамике численности работников бюджетного сектора в разрезе составляющих его видов экономической деятельности. На рис. 1 представлена среднегодовая численность занятых в бюджетном секторе за 2000–2011 гг., которая на протяжении всего периода в целом оставалась достаточно стабильной. Начиная с 2001 г. наблюдается незначительное увеличение количества «бюджетников», но рост за 10 лет составил чуть больше 7%, или около 1 млн человек. При этом численность занятых в образовании (вид деятельности М) и здравоохранении (N) практически не изменилась, а основной рост пришелся на «Государственное управление...» (L),

³ К бюджетному сектору здесь относятся виды деятельности «Образование» (согласно ОКВЭД, раздел М), «Здравоохранение и предоставление социальных услуг» (раздел N) и «Государственное управление и обеспечение военной безопасности; обязательное социальное обеспечение» (раздел L). Большинство организаций, которые функционируют в этих видах деятельности, являются государственными и производят общественные блага.

численность занятых в котором возросла более чем на 22%. В-третьих, доля «бюджетников» (виды деятельности М, N и L) по отношению ко всем занятым в экономике также оставалась стабильной на протяжении всего периода и колебалась вокруг отметки в 21%.

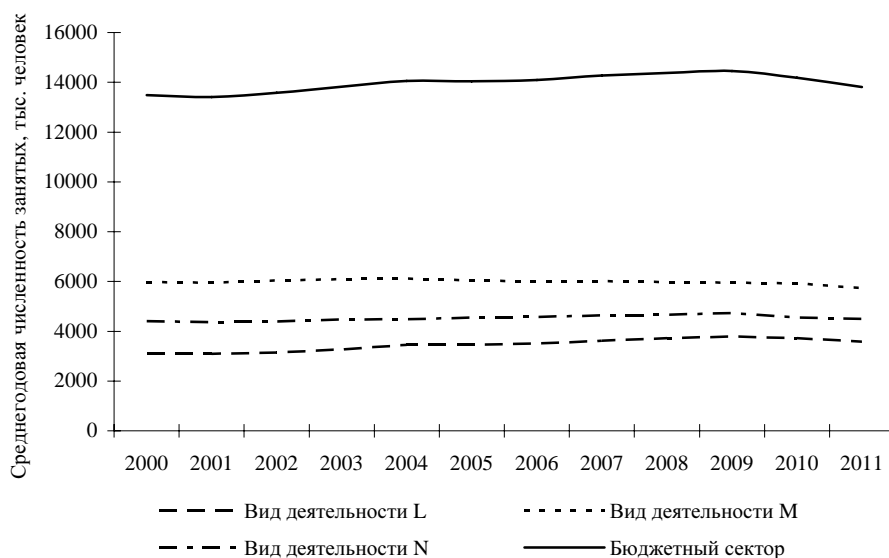


Рис. 1. Динамика среднегодовой численности занятых в бюджетном секторе, 2000–2011 гг.

Источник: Росстат.

На рис. 2а–2д представлена динамика средних заработных плат для видов деятельности М, N, L и экономики в целом за 2000–2011 гг. Здесь использованы ежемесячные данные с устраненной сезонностью; для рис. 2а данные были дефлированы с помощью месячных индексов цен. Динамика средних заработных плат позволяет проанализировать темпы роста реальных заработных плат, а также провести сопоставление между объявленными и фактическими повышениями заработных плат.

Во-первых, темп роста всех четырех рядов на протяжении всего периода был примерно одинаковым. Во-вторых, в образовании и здравоохранении (виды деятельности М и N соответственно) на протяжении всего периода заработная плата отставала в среднем на 30–40% от всей экономики, в то время как в государственном управлении (вид деятельности L) – превышала на 15–20%.

Задача сокращения (если не ликвидации) отставания никогда не сходилась с политической повестки дня. Как видно на рис. 2б–2д, в течение последних 10 лет уровень заработной платы в бюджетном секторе неоднократно пересматривался. Повышения заработной платы в бюджетном секторе в этот период могли осуществляться двумя основными способами⁴.

⁴ Здесь имеется в виду общее государственное воздействие и не учитываются возможности региональных, локальных, индивидуальных решений.

Во-первых, оно происходило через законодательное повышение минимального размера заработной платы (МРОТ), которое сдвигало вверх всю «сетку» заработных плат работников бюджетного сектора. Если предположить, что большинство «бюджетников» располагается в нижней части распределения по заработной плате (а это соответствует реалиям), то при повышении МРОТа в первую очередь они должны чувствовать улучшения. Начиная с 2000 г. МРОТ повышался 12 раз, из них 4 раза – больше чем на половину [2, с. 141–196]. Наиболее значительные повышения МРОТа произошли в 2007–2009 гг., когда государство пыталось смягчить последствия финансового кризиса для благосостояния работников.

Во-вторых, важным каналом повышения оплаты были специальные постановления, направленные на увеличение зарплат работников определенной отрасли. В основном эти меры касались работников вида деятельности L, тогда как работников других видов деятельности бюджетного сектора они затрагивали в меньшей степени. В последние годы повышение заработных плат через специальные меры стало активнее использоваться государством, например, в 2011 г. заработная плата была повышена медицинским работникам школ и детских садов.

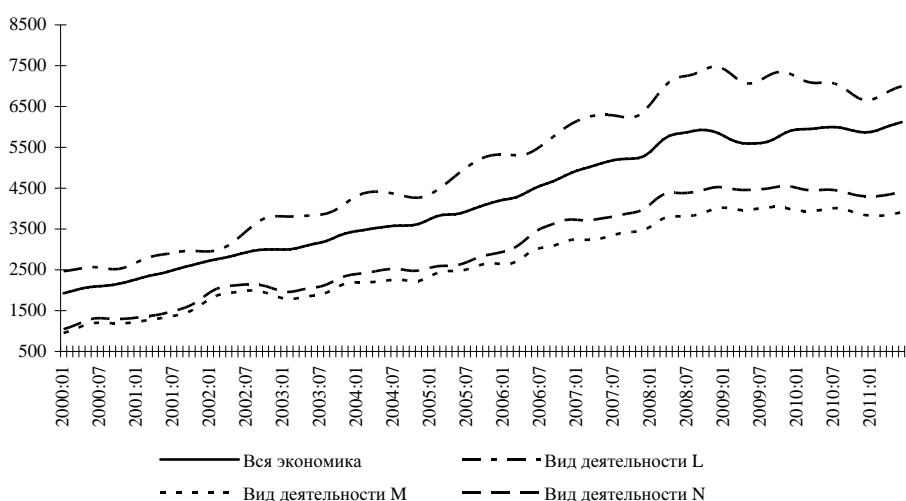


Рис. 2а. Динамика реальных заработных плат по видам деятельности М, N и L и экономики в целом (январь 2000 г. – июнь 2011 г.), руб.

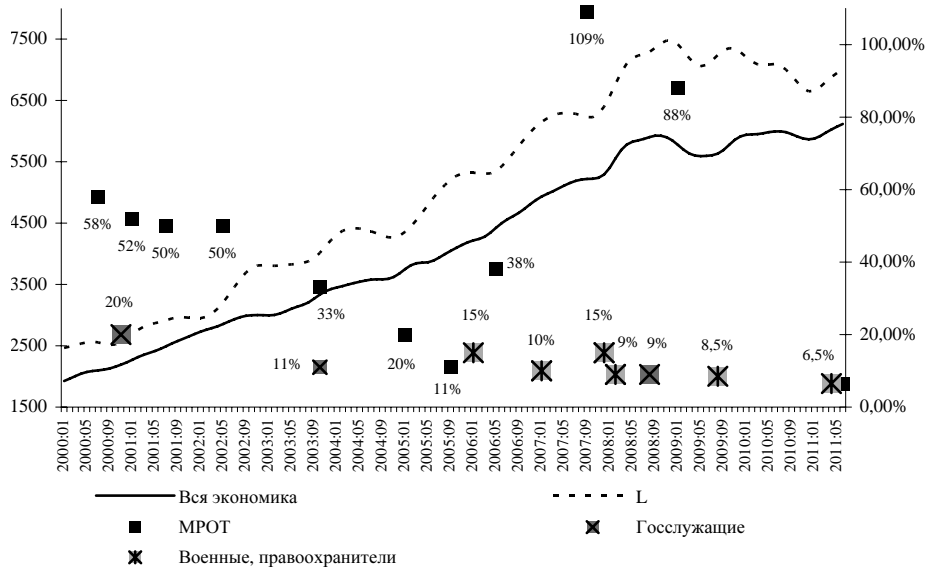


Рис. 2b. Динамика номинальных заработных плат вида деятельности L и экономики в целом (январь 2000 г. – июнь 2011 г.), руб.

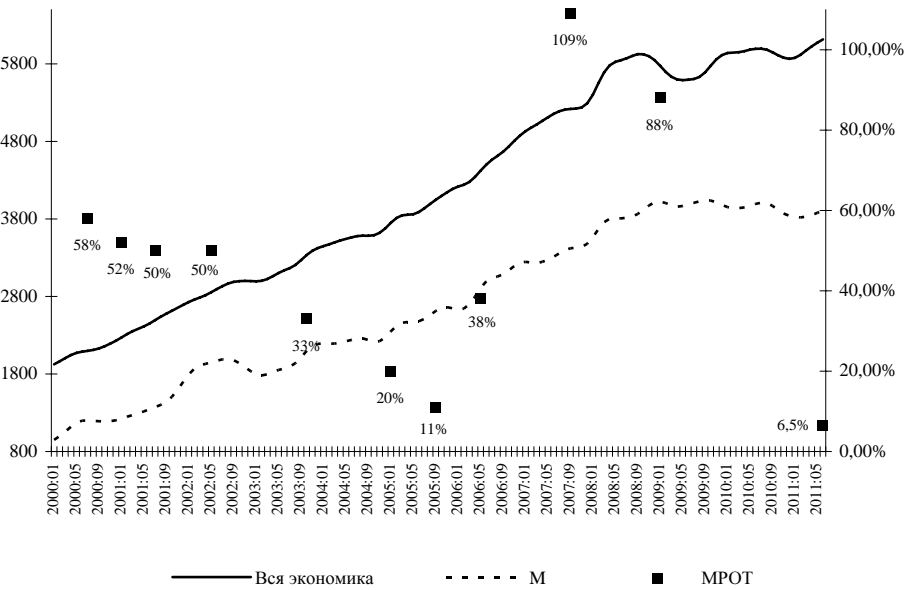


Рис. 2с. Динамика номинальных заработных плат вида деятельности М и экономики в целом (январь 2000 г. – июнь 2011 г.), руб.

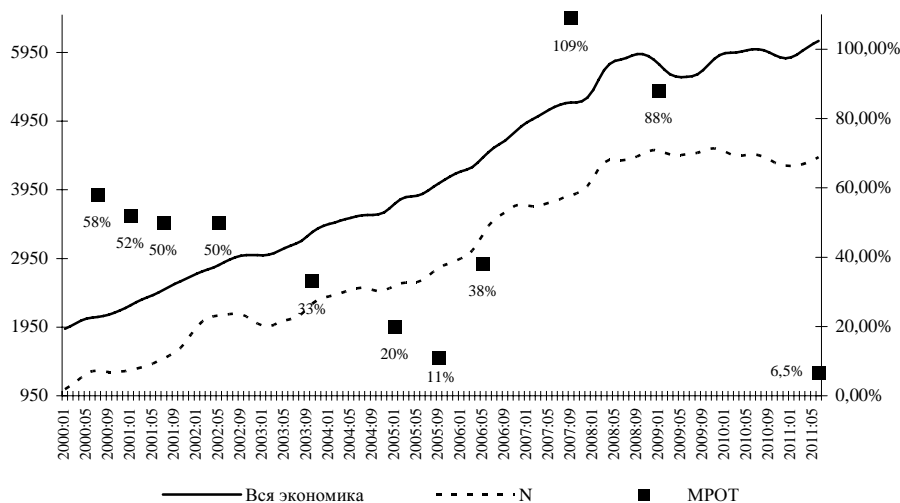


Рис. 2д. Динамика номинальных заработных плат вида деятельности N и экономики в целом (январь 2000 г. – июнь 2011 г.), руб.

Примечания. 1) Данные по всей экономике включают виды деятельности M, N и L. 2) На рис. 2а данные реальные (предварительно дефлированы к ценам января 2000 г. с помощью ежемесячного ИПЦ), на рис. 2б–2д – номинальные. 3) Данные предварительно сглажены на сезонность с помощью Census X12 в EViews.

Источники: Росстат, Консультант Плюс.

На рис. 2б представлена динамика средних заработных плат работников вида деятельности L по отношению ко всей экономике. Занятых здесь можно условно разбить на три категории: государственные служащие, военные и правоохранители. Кроме того, дополнительно существует категория прочего персонала, куда входят, например, обслуживающие и технические работники (находящиеся в штате), для которых нет единых мер повышения заработной платы. На рис. 2б отмечены моменты времени, когда производились повышения МРОТа, а также специальные решения, повышавшие заработные платы государственных служащих, военных и правоохранителей. Дополнительно указан объявленный масштаб каждого конкретного повышения в процентах. Рисунок не позволяет сделать вывод о том, что вслед за решениями о повышении следовал рост средней заработной платы. В одних случаях (в 2002–2005 гг.) наблюдается незначительный рост (на уровне инфляции), а в других – даже резкий скачок вниз (например, в январе 2009 г.). На рис. 2с и 2д представлены аналогичные графики для работников видов деятельности M и N соответственно. Как уже отмечалось выше, до 2009 г. заработная плата у них повышалась через пересмотр значения МРОТ. Однако начиная с 2009 г. происходили повышения отдельным категориям работников. На рисунках отмечено, когда и насколько (в %) повышался МРОТ, но простой визуальный анализ не позволяет сделать вывод о влиянии этого повышения на увеличение средних заработных плат в здравоохранении (вид деятельности N) и образовании (вид деятельности M). Как видно на приведенных рисунках, за повышением МРОТа не следовали соответствующие «скачки» в уровне заработной платы анализируемых видов деятельности.

Более строгую картину можно получить с помощью следующего несложного упражнения. Учитывая тот факт, что получаемая работниками заработная плата может повышаться не сразу в момент увеличения МРОТа, а в течение нескольких месяцев после этого (поскольку требуются специальные административные и бухгалтерские процедуры для начала выплаты), можно предположить, что эффект становится заметным в 4-месячном «окне» после каждого повышения. Например, если МРОТ повышается с 1 апреля, то ожидается эффект на заработную плату в течение периода с апреля по июль. Если среднее значение заработной платы в определенном временном «окне» будет статистически значимо отличаться от сложившегося тренда, то можно говорить о том, что данное повышение МРОТа привело к увеличению средних заработных плат. Результаты данного анализа представлены в табл. 1. Автором не было обнаружено ни одного статистически значимого отличия заработной платы от тренда в выбранных «окнах». Другими словами, широко разрекламированные повышения МРОТа не приводили даже к краткосрочному статистически значимому увеличению заработных плат. Возможные причины такой нечувствительности средней относительной зарплаты «бюджетников» к административным повышениям рассмотрены ниже в связи с обсуждением институционального механизма.

Таблица 1.

**Результаты тестирования влияния повышений МРОТа
на зарплату «бюджетников» (*t*-тест)**

| Момент повышения МРОТа | Величина повышения МРОТ, в % к предыдущему значению | Значение <i>t</i> -статистики | | |
|------------------------|---|-------------------------------|-------|-------|
| | | вид деятельности | | |
| | | М | N | L |
| Июль 2000 г. | 58,1 | -0,45 | -0,52 | -0,48 |
| Январь 2001 г. | 51,5 | -0,42 | -0,55 | -0,28 |
| Июль 2001 г. | 50,0 | -0,21 | -0,48 | -0,22 |
| Май 2002 г. | 50,0 | 0,63 | -0,16 | 0,04 |
| Октябрь 2003 г. | 33,3 | 0,55 | -0,37 | 0,49 |
| Январь 2005 г. | 20,0 | 0,58 | -0,67 | 0,34 |
| Сентябрь 2005 г. | 11,1 | 0,66 | -0,71 | 1,08 |
| Май 2006 г. | 37,5 | 1,08 | -0,38 | 0,83 |
| Сентябрь 2007 г. | 109,1 | 1,11 | -0,81 | 0,91 |
| Январь 2009 г. | 88,3 | 1,57 | -1,19 | 1,42 |

Примечания. 1) При расчетах использовались месячные данные за январь 2000 г. – февраль 2012 г. 2) Экспоненциальный тренд. 3) Нулевая гипотеза: повышения МРОТа не дают статистически значимых отличий заработной платы от тренда (на протяжении 4 месяцев). 4) Использовался двусторонний *t*-тест. Для исследуемого числа наблюдений и 5-процентного уровня значимости критическое значение *t*-статистики равно 1,96. 5) Если *t*-статистика по модулю больше, чем ее критическое значение, то есть основания отвергнуть нулевую гипотезу.

Подытоживая все вышесказанное, можно сформулировать ряд тенденций, характерных для оплаты труда работников бюджетного сектора в России за последнее десятилетие. Во-первых, на уровне средних величин наблюдается устойчивый во времени отрицательный разрыв. Во-вторых, никакие повышения не ведут даже к краткосрочному росту средних относительных заработных плат «бюджетников».

3. Обзор литературы

В основе большинства эмпирических исследований, посвященных оценке и анализу различий в оплате труда между сопоставимыми работниками, лежат неоклассические теории. Это, прежде всего, теория человеческого капитала [6; 26; 34], согласно которой существует прямая положительная связь между человеческим капиталом (например, образованием, квалификацией и опытом) и уровнем оплаты труда. Другими словами, на уровень оплаты труда влияют лишь характеристики работников (общий и специфический человеческий капитал), а различия в рабочих местах при этом не имеют значения. Одинаковый человеческий капитал должен давать одинаковую отдачу, а как следствие – близкий уровень оплаты труда. В теории человеческого капитала нет места межсекторному разрыву между сопоставимыми работниками. Поскольку работа в общественном секторе⁵ требует большего человеческого капитала, занятые здесь, в среднем, будут иметь более высокие заработки.

Другой важной теорией является теория компенсирующих различий [32], предсказывающая, что работники должны получать компенсацию в терминах заработной платы за занятость на рабочих местах с относительно худшими условиями труда (характеристиками рабочего места). Данная теория учитывает «равенство» работников, но возможные различия в оплате объясняются различиями в характеристиках рабочих мест. Работники общественного сектора часто имеют более короткую рабочую неделю, более чистые и безопасные рабочие места, у них выше уровень социальной защищенности; наоборот, для работников коммерческого сектора подобная ситуация зачастую складывается иначе. Основываясь на теории компенсирующих различий, худшие условия труда должны соответствующим образом компенсироваться более высокой оплатой труда. В итоге межсекторный разрыв, в среднем, может быть и отрицательным.

Обе представленные выше теории допускают в условиях конкурентного рынка труда наличие различий в оплате между сопоставимыми работниками, но лишь как краткосрочный феномен, связанный со скоростью адаптации. Со временем он должен сходить на нет.

Альтернативный взгляд предполагает теория сегментированных рынков труда, которая исходит из наличия межсекторных барьеров в виде административных ограничений или существенных денежных издержек при перемещении между сегментами [20]. Такие барьеры ограничивают предложение труда в «лучшем» сегменте и, как следствие, создают возможность для его инсайдеров получать ренту. Согласно данной теории, рынок труда «разбивается» на два сегмента: «лучший» (с фиксированным количеством рабочих мест, более высокими заработными платами, лучшими условиями труда) и «худ-

⁵ В литературе по другим странам используется термин «общественный сектор», что в нашем случае является синонимом (пусть и не полным) к бюджетному. В данном разделе будем использовать термин «общественный», поскольку в ней речь идет об исследованиях в других странах.

ший». Естественно, что самые производительные работники будут стремиться попасть в «лучший» сегмент, тем самым «включая» негативный отбор в альтернативном («худшем») секторе. Источником сегментированности рынков труда в данном случае может быть негибкость заработных плат и жесткие ограничения на количество рабочих мест⁶. Например, в большинстве развивающихся стран общественный сектор является относительно «лучшим», а вход в него жестко рационированным.

Проблеме эмпирического оценивания величины разрыва посвящена значительная зарубежная литература. Мотивация таких исследований связана как с экономической теорией, так и с экономической политикой. Что касается политики, то наличие отрицательного разрыва (недоплата в общественном секторе) создает сильное политическое давление с целью повышения зарплаты в этом секторе. Оно облегчается юнионизацией общественного сектора, его политической значимостью и наличием инструментов давления на правительство. В то же время существует необходимость сдерживать бюджетные расходы и учитывать потенциально негативное влияние увеличения фонда оплаты труда в этом секторе на общую занятость и положительное – на безработицу и т.д.

Подавляющее большинство исследований, основанных на данных по Западной Европе и США, показывают, что работники общественного сектора, как правило, имеют денежную премию по сравнению с работниками частного сектора [5; 9; 18; 22]. Средняя величина разрыва, учитывающая неоднородность работников, составляет около 5%. При этом для женщин данный разрыв существенно больше (15% против 2,5% для мужчин). Другими словами, работники общественного сектора имеют преимущества не только в условиях труда и социальных благах, но и (пусть и незначительный) в самой заработной плате. Исследователи объясняют этот факт тем, что работники общественного сектора более образованы и квалифицированы (при прочих равных): сектор, вероятно, умеет отбирать более способных. Кроме того, работники этого сектора часто объединены в профсоюзы и политически более активны, что также может давать им преимущество при формировании оплаты.

Исследователи, анализирующие данные по странам с развивающейся экономикой, приходят к выводам о наличии положительного разрыва, который растет из-за сегментированности рынков труда и дефицита хороших рабочих мест. Зачастую работа в общественном секторе является единственным возможным вариантом получения достойного пакета социальных услуг, включая будущую пенсию и т.д. Например, в исследовании, основанном на данных по Индии, авторы обнаружили премию за работу в общественном секторе 62–102% [12]; в Перу также была обнаружена значительная премия [35]. В работе по странам Латинской Америки [31] сделан вывод о том, что как женщины, так и мужчины имеют премию за работу в общественном секторе.

Особый интерес для нас представляют работы по странам Центральной Восточной Европы, в которых показано, что произошло с разрывом в процессе реформирования и интеграции в Евросоюз. Эти страны до начала реформ имели институциональные механизмы формирования заработных плат, похожие на те, что действуют в России. Оплата труда в образовании и здравоохранении заметно отставала от оплаты в промышленности, да и в экономике в целом. Однако на настоящий момент разрыв в большинстве стран уже преодолен или сведен к минимуму (см., например, работу Е. Фалариса [10] по Болга-

⁶ Подробно про механизмы зарплатообразования в бюджетном секторе в России см. раздел 4.

рии, работу К. Лепирга [19] по Эстонии). В некоторых странах, например, в Польше, обнаруживается незначительный отрицательный межсекторный разрыв (для мужчин – 7%, для женщин – 10%) [4]. В Восточной Германии разрыв был полностью преодолен за 2–3 года после объединения [25].

Работ, посвященных странам СНГ, немного, но в них есть свидетельства значимого и отрицательного разрыва. Например, Ю. Городниченко и К. Сабирьянова-Петер [13] показывают, что работники бюджетного (общественного) сектора в Украине получают заработную плату меньше на 24–32%, чем их сопоставимые коллеги, работающие в частном секторе.

Что касается России, есть несколько эмпирических работ, оценивающих межсекторный разрыв в заработной плате работников бюджетного и небюджетного секторов. Б. Йованович и М. Локшин [15] оценивали межсекторный разрыв в Москве на данных за 1997 г. Их анализ показывает наличие существенного межсекторного разрыва в российской столице в пользу работников коммерческого сектора: 14,3% для мужчин и 18,3% для женщин. Работы В. Гимпельсона и А. Лукьяновой [2] относятся к началу 2000-х годов. В одной из них используется база данных Национального обследования благосостояния домашних хозяйств и участия в социальных программах (НОБУС), которое было проведено однократно в 2003 г. и не дает возможности рассматривать межсекторный разрыв в динамике. Вторая работа основана на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ – ВШЭ) за 2000–2004 гг. В то же время период после 2004 г. представляет особый интерес, поскольку тогда неоднократно проводились повышения заработной платы работникам бюджетного сектора, эффект которых специально не исследовался. Авторы доказали наличие значимого межсекторного разрыва в пользу работников небюджетного сектора, величина которого варьируется между группами и имеет тенденцию к сокращению при более полном учете индивидуальных характеристик.

В анализируемых работах используются различные методы оценивания разрыва, которые эволюционировали с развитием прикладной эконометрики. В ранних работах (например, см. работу Ю. Паница и С. Цян [31]) использовалась стандартная МНК-модель, где принадлежность работника к сектору фиксировалась с помощью дамми-переменной. Однако в этом случае неявно предполагается, что отдачи от индивидуальных характеристик и параметров рабочих мест для работников разных секторов одинаковы, что в общем случае не является верным. Кроме того, использование МНК-модели не решает другую важную проблему, которая возникает при попытке оценить межсекторный разрыв, – проблему эндогенности выбора сектора.

В литературе для борьбы с эндогенностью часто используют модификацию МНК-модели с фиксированными эффектами на панельных данных. Она позволяет контролировать все стационарные во времени пропущенные переменные, которые могут повлиять на заработную плату и выбор сектора. Однако модель с фиксированными эффектами не помогает, если ненаблюдаемые переменные меняются во времени; кроме того, она оценивает величину «штрафа» или «премии» только для тех работников, которые сменили сектор.

Альтернативный метод борьбы с эндогенным смещением – использование регрессии с переключением режимов (Switching Regression with Full Information Maximum Likelihood) [10; 15; 21]. Данный метод требует использования инструментальной переменной, т.е. фактора, который влияет на выбор сектора и не коррелирует с ошибкой в уравнении

заработной платы. Выбор инструмента, который удовлетворял бы обоим условиям, является нетривиальной задачей. Например, Е. Фаларис в работе по Болгарии [10] для инструментирования выбора сектора использует реституцию земли, полагая, что полученные сельскохозяйственные угодья увеличивают нетрудовой доход индивидуума, что, в свою очередь, влияет на выбор более рискованного вида деятельности (в случае потери работы или трудоспособности у индивидуума остается источник дохода от земли), но не на уровень оплаты труда. Занятость в частном секторе – более рискованный вид деятельности, так как дает меньше социальных гарантий своим работникам.

В ряде работ (например, [27]) используется метод подбора контрольной группы по индексу соответствия (Propensity Score Matching). Данный метод снимает жесткое функциональное ограничение на форму распределения, которое накладывают другие методы оценивания, но не учитывает ненаблюдаемые характеристики, влияющие на выбор сектора, т.е. не решает проблему эндогенности.

Подводя итог вышесказанному, можно отметить, что работники общественного сектора для большинства стран не являются «неудачниками», скорее они являются «счастливыми», которым по ряду причин доступны «хорошие» рабочие места, количество которых ограничено. В этих странах работники стремятся попасть в общественный сектор и, как следствие, попав, дорожат своим местом и репутацией. Что касается методологических аспектов изучения этой проблемы, то заметно постоянное совершенствование инструментария, направленное на более полный учет наблюдаемых и ненаблюдаемых характеристик работников и занимаемых ими рабочих мест и решение проблемы эндогенного выбора сектора.

4. Институциональные механизмы

Организации, действующие в нерыночном секторе, не являются максимизаторами прибыли. Если они находятся при этом в государственной собственности, то необходимые параметры (занятость и оплата труда) прямо или косвенно устанавливаются собственником, т.е. государством, на основании не только чисто экономических соображений. Частные предприятия, функционирующие на конкурентном рынке, наоборот, определяют «справедливую» цену труда, стремясь к максимизации экономических результатов. Если исходить из того, что отдачи от основных характеристик работников в разных секторах должны выравниваться, то бюджетный (общественный) сектор должен ориентироваться на оценки небюджетного (коммерческого) сектора как сигнал. В итоге он будет устанавливать заработную плату своим работникам, близкую той, какую схожие работники (с тем же уровнем человеческого капитала и работающие в аналогичных условиях) получают в рыночном (небюджетном) секторе. В литературе данный механизм называется принципом «превалирующей заработной платы» (*prevailing wage principle* [2, 16]). Возникает вопрос: как этот сигнал может передаваться нерыночному сектору? На практике обычно встречаются два основных способа: с помощью коллективных переговоров между работодателями, которыми в этом случае часто является государство в лице национальной или местной власти, и профсоюзами (так происходит в Западной Европе), или с помощью специальных обследований заработных плат работников частного сектора (США).

Если принцип «превалирующей заработной платы» действует, то работники бюджетного (общественного) сектора будут иметь уровень дохода, сопоставимый с их колле-

гами из частного или коммерческого сектора, обладающими схожими характеристиками. Более того, как видно из анализа эмпирических исследований, они даже могут рассчитывать на «премию» за более высокий уровень образования. Следование принципу «превалирующей заработной платы» является основным механизмом поддержания межсекторного паритета.

Принцип «превалирующей заработной платы» явно или неявно действует во многих развитых странах. Например, в США существует специальный федеральный закон, принятый конгрессом еще в 1931 г., который, в частности, определяет заработную плату работников, занятых на государственных объектах или оплачиваемых средствами бюджета (так называемый Davis-Bacon Act⁷). В России принцип «превалирующей заработной платы» на практике не реализован; механизмы зарплатообразования в бюджетном секторе автономны от зарплатообразования в небюджетном.

В России для определения уровня оплаты труда «бюджетников» 14 октября 1992 г. была введена Единая тарифная сетка (ЕТС)⁸. Как принципиальный механизм формирования заработной платы в организациях образования, здравоохранения, науки и культуры, финансировавшихся из бюджетов разных уровней, она просуществовала до конца 2008 г. С 1 декабря 2008 г. бюджетный сектор начал переход на так называемую Новую систему оплаты труда (НСОТ)⁹. С 1 июня 2011 г. ЕТС повсеместно отменена, оплата труда работников во всех организациях бюджетного сектора осуществляется согласно НСОТу.

ЕТС делила всех работников бюджетного сектора на 18 разрядов в зависимости от их квалификации и сложности выполняемой ими работы. Тарифная ставка 1-го разряда определялась как минимальная оплата труда неквалифицированного рабочего и устанавливалась правительством РФ не ниже величины МРОТа. Оплата труда работников 2–18 разрядов получалась путем умножения тарифной ставки 1-го разряда на тарифный коэффициент, который являлся константой для каждого разряда.

При повышении МРОТа автоматически повышалась и тарифная ставка 1-го разряда, а следовательно, и размер оплаты труда работников всех следующих разрядов. Другими словами, МРОТ, который является общероссийской величиной, определяет нижнюю границу заработной платы.

Фактически заработная плата работников складывалась из тарифной части, основанной на ЕТС, и различных надтарифных надбавок, величина которых зависела от разных местных и региональных обстоятельств, включая финансовое положение региона. Каков был вклад этих надбавок в общую заработную плату работника? В. Гимпельсон и А. Лукьянова [2] отмечают, что в 2003 г. оплата по тарифным ставкам составляла менее 50% от фонда заработной платы работников вида деятельности М (образование) и 34–38% – работников вида деятельности Н (здравоохранение). Другими словами, на надтарифные надбавки приходилась значительная часть суммарной заработной платы российского «бюджетника».

Однако в настоящий момент (к концу 2012 г.) все организации бюджетного сектора перешли в вопросах оплаты труда работников на НСОТ. Согласно ей, заработная плата

⁷ Информация на сайте Департамента труда США: <http://www.dol.gov/whd/govcontracts/dbra.htm>

⁸ Постановление Правительства Российской Федерации № 785 «О дифференциации в уровнях оплаты труда бюджетной сферы на основе Единой тарифной сетки».

⁹ Постановление Правительства Российской Федерации № 583 «О введении новых систем оплаты труда» от 5 августа 2008 г.

работника состоит из трех составляющих: 1) оклада; 2) компенсационных выплат – доплаты за совмещение должностей и интенсивность работы; и 3) стимулирующих выплат, включающих премии, денежные вознаграждения, выплаты за выслугу лет.

Причем оклад и компенсационная надбавка формально регламентируются, а стимулирующие выплаты определяются руководителем конкретной организации самостоятельно по законодательно закреплённому набору критериев. Стимулирующая надбавка призвана поощрять наиболее квалифицированных «бюджетников». Оценка уровня квалификации работника производится по регламентам отраслевых систем, которые созданы в виде шаблонов и не обязательны для исполнения.

Вследствие нехватки финансирования первое время после перехода на НСОТ надбавки во многих регионах сократились по сравнению с выплатами, получаемыми конкретными работниками при ЕТС. Однако постепенно, по мере адаптации региона к НСОТ и выделения дополнительных ресурсов, величина надбавок вернулась к прежнему уровню, составляющему около 40% от всего фонда заработных плат¹⁰.

Здесь необходимо отметить ту особенность законодательных повышений заработных плат работников бюджетного сектора в России, что многие из них касаются лишь базового оклада, а не всей структуры заработной платы. Оклад под их влиянием растёт, а надбавки, в свою очередь, могут сокращаться при отсутствии или недостаточности дополнительных источников финансирования. В итоге общая заработная плата остается в лучшем случае на прежнем уровне (или даже может понижаться).

Как и при формировании зарплаты на основе ЕТС, при НСОТ уровень оплаты по-прежнему зависит от выделяемых на эти цели финансовых ресурсов и поддерживаемой численности (и фактически представляет результат деления первого на второе). В этом смысле переход на НСОТ мало что изменил. Другое дело, что деление заработной платы на базовую часть и дополнительные выплаты (компенсирующие и стимулирующие) стало явным и институционализированным.

Подытожим главное. Российский механизм формирования заработной платы «бюджетников» обеспечивает возможность гибкого подхода при формировании заработной платы каждого конкретного работника. Поскольку выделяемые в рамках бюджетного процесса средства на заработную плату «бюджетников» делятся «на действующую численность» (и распределяются между работниками с помощью тех или иных формальных или неформальных инструментов), уровень оплаты труда в конкретном секторе может никак не соотноситься с той альтернативой, которая есть у работников в случае смены ими места работы, как внутри сектора, так и между секторами. Тем самым российский механизм сильно отличается от принципа «превалирующей заработной платы», и сам по себе подразумевает высокую вероятность существования межсекторного разрыва. В условиях перманентного дефицита средств на эти цели и стабильной занятости этот разрыв, скорее всего, окажется не в пользу работников бюджетного сектора.

¹⁰ Материалы, представленные на совещании в Министерстве экономического развития Российской Федерации 27 декабря 2011 г.

5. Эмпирическая методология и описание данных

5.1. Эконометрическая методология

На первом этапе анализа оценим стандартное уравнение заработной платы, используя кросс-секционные данные за 2000–2010 гг. Это уравнение имеет вид

$$(1) \quad \ln(Wage_i) = \sum_j \beta_j x_{ij} + sD_i + \varepsilon_i.$$

Зависимой переменной является натуральный логарифм денежной заработной платы $\ln(Wage_i)$, полученной респондентом за месяц. Вектор X включает все контролируемые (объясняющие) переменные индивидуума i ; D_i – дамми-переменная, которая принимает значение единица, если индивидуум i является «бюджетником», и ноль – «небюджетником»; ε_i – независимые и одинаково распределенные по индивидуумам остатки.

Коэффициенты β показывают отдачу от соответствующих индивидуальных характеристик. Коэффициент s отражает эффект сектора, но не является характеристикой величины разрыва. Средняя величина разрыва в заработных платах для индивидов со сходными характеристиками, но работающими в разных секторах, будет равна $(e^s - 1) \cdot 100\%$ ¹¹.

В исследовании оценивается уравнение заработной платы в двух спецификациях: базовой и расширенной. В первой – базовой – контролируются основные наблюдаемые индивидуальные характеристики индивидов (пол, возраст и его квадрат, специальный стаж и его квадрат, семейное положение, образование, профессионально-квалификационная группа), характеристики регионов (тип поселения, федеральные округа¹²) и некоторые характеристики рабочих мест (продолжительность рабочей недели и размер предприятия). Использование базовой спецификации позволяет получить динамику межсекторного разрыва. В связи с тем, что гендерный состав секторов разнороден и оказывает влияние на другие важные объясняющие переменные, разрыв оценивается, в том числе, для мужчин и женщин по отдельности.

В расширенной спецификации дополнительно контролируется наличие вторичной занятости и основных неденежных социальных благ, связанных с рабочим местом.

Однако и расширение спецификации за счет дополнительных наблюдаемых переменных не решает двух основных проблем, с которыми сталкиваются исследователи при оценке межсекторного разрыва. Во-первых, остаются неучтенными индивидуальные способности респондентов; во-вторых, полученные оценки являются оценками средних эффектов, которые «ограничивают» влияние регрессоров. Например, при прочих равных, для бедных и богатых индивидуумов влияние продолжительности рабочей недели может быть разнонаправленным (при условии, что заработная плата не является почасовой). С обеими проблемами помогает справиться модель квантильной регрессии Р. Кэнкера и Г. Бассета [17].

¹¹ Поскольку в левой части этого и всех следующих уравнений стоит логарифм заработной платы, то эффект дамми-переменной рассчитывается как $(e^D - 1) \cdot 100\%$, где D – коэффициент при дамми [14].

¹² Поскольку данные РМЭЗ – ВШЭ не репрезентативны для отдельных регионов, агрегируем по федеральным округам.

Стандартная модель квантильной регрессии имеет следующий вид:

$$(2) \quad \ln W_i = X_i \beta_\theta + u_{\theta i} \text{ при } Quant_\theta(\ln W_i | X_i) = \beta_\theta X_i,$$

где $Quant_\theta(\ln W_i | X_i)$ обозначает θ -й условный квантиль распределения логарифма заработной платы при условии контроля вектора переменных X . (В нашем случае вектор X идентичен тому набору объясняющих переменных, который использовался ранее в базовой спецификации МНК-модели.)

Как показывают Р. Кэнкер и Г. Бассет, оценка β_θ может быть получена путем решения следующей минимизационной задачи:

$$(3) \quad \hat{\beta}_\theta = \arg \min_{\beta} \left[\sum_{i: \ln W_i \geq X_i \beta} \theta |\ln W_i - X_i \beta| + \sum_{i: \ln W_i < X_i \beta} (1 - \theta) |\ln W_i - X_i \beta| \right].$$

Решение проблемы учета индивидуальных способностей. Предполагается, что индивидуальные способности варьируются по квантилям условного распределения заработной платы: при прочих равных, чем выше способности, тем в более высоком квантиле находится индивидум. Другими словами, модель квантильной регрессии в целях данного исследования позволяет косвенно схватывать эффект способностей.

Решение проблемы средних эффектов. Метод квантильной регрессии позволяет получать оценки не только для середины распределения, но и для каждого его квантиля. Однако при использовании этого метода расчеты для каждого отдельного квантиля производятся на базе всей выборки, а наблюдениям данного квантиля дается больший вес.

Модель квантильной регрессии для оценки межсекторного разрыва заработной платы используется в целом ряде работ [8; 19; 25; 28]. Например, К. Лепинг отмечает, что квантильная регрессия обеспечивает более «сложную» картину распределения разрыва в заработной плате между работниками общественного и частного секторов. Автор находит доказательства существования отрицательного разрыва в верхних квантилях и отсутствия разрыва в нижних квантилях распределения [19].

Использование моделей, рассмотренных выше (МНК и квантильной регрессии), не отвечает на вопрос о природе и источниках существования разрыва. Частично решить эти проблемы помогает методология декомпозиции.

Многие исследователи используют методологию декомпозиции Оаксаки – Блайндера [7; 29] для ответа на вопрос о структуре межсекторного разрыва. При использовании данного подхода уравнение заработной платы оценивается отдельно для каждого сектора, а межсекторный разрыв R можно записать как сумму трех основных слагаемых:

$$(4) \quad R = \bar{Y}^N - \bar{Y}^B = \sum_j \beta_j^N (\bar{X}_j^N - \bar{X}_j^B) + \sum_j \bar{X}_j^B (\beta_j^N - \beta_j^B) + (\beta_0^N - \beta_0^B),$$

где первое слагаемое – эффект «характеристик» или «эндаументов» – зависит от состава сектора при равной отдаче от одинаковых характеристик в секторах; второе слагаемое – эффект «коэффициентов» – зависит от того, как рынок ценит «характеристики» в зависимости от сектора. Анализ межсекторного разрыва в России за 2000–2004 гг. с помощью данной декомпозиции представлен в работе В. Гимпельсона и А. Лукьяновой [2].

Декомпозиция Оаксаки – Блайндера рассматривает только различия в средних значениях двух распределений заработных плат. Р. Мюллер [28] и К. Гарсия [11] предложили объединить подходы декомпозиции и квантильной регрессии для оценки отдачи переменных в различных точках распределения заработных плат. Недостаток этого метода заключается в том, что ковариация считается только в средней точке распределения. Х. Мачадо и Х. Мата [23] объединили технику декомпозиции квантильной регрессии Х. Мюллера и К. Гарсия и подход бутстрапирования. Согласно Б. Мелли [24], процедура оценки состоит из пяти этапов.

1. Генерируем случайную выборку размером m из множества $U[0,1]: u_1, \dots, u_m$.
2. Для каждого сектора оцениваем m разных коэффициентов квантильной регрессии: $\hat{\beta}_{u_i}^{pub}, \hat{\beta}_{u_i}^{priv}, i = 1, \dots, m$.
3. Для каждого сектора генерируем случайную выборку размера m . Для удобства переобозначаем X как $\{\tilde{X}_i^{pub}\}_{i=1}^m$ и $\{\tilde{X}_i^{priv}\}_{i=1}^m$ для общественного (бюджетного) и частного (небюджетного) секторов соответственно.
4. $\{\ln \tilde{W}_i^{pub} = \tilde{X}_i^{pub} \hat{\beta}_{u_i}^{pub}\}_{i=1}^m$ и $\{\ln \tilde{W}_i^{priv} = \tilde{X}_i^{priv} \hat{\beta}_{u_i}^{priv}\}_{i=1}^m$ – случайные выборки размером m из предельного распределения заработной платы $\ln W$ в соответствии с линейной моделью определяются по формуле (2).
5. Создаем «гипотетическое» распределение, т.е. псевдораспределение заработных плат работников частного (небюджетного) сектора, если все переменные аналогичны X из бюджетного сектора $\{\ln \tilde{W}_i^{cf} = \tilde{X}_i^{pub} \hat{\beta}_{u_i}^{priv}\}_{i=1}^m$.

После этого любые изменения в одном секторе относительно другого можно представить через эффекты «характеристик» и «коэффициентов». Чтобы проиллюстрировать отличие данного подхода от декомпозиции Оаксаки – Блайндера, суть метода Мачадо – Мата можно записать в следующем виде:

$$(5) \quad \begin{aligned} Q_{\theta}(\ln W^{pub}) - Q_{\theta}(\ln W^{priv}) &= [Q_{\theta}(\ln \tilde{W}^{pub}) - Q_{\theta}(\ln \tilde{W}^{cf})] + \\ &+ [Q_{\theta}(\ln \tilde{W}^{cf}) - Q_{\theta}(\ln \tilde{W}^{priv})] + residuals, \end{aligned}$$

где первое слагаемое – эффект «коэффициентов»; второе слагаемое – эффект «характеристик»; третье слагаемое (*residual*)¹³ включает в себя несколько составляющих ошибок. Среди них: техническая ошибка моделирования, которая исчезает с увеличением числа симуляций; ошибка наблюдений, которая исчезает с увеличением числа наблюдений; и ошибка спецификации, связанная с использованием линейной модели квантильной регрессии.

В итоге декомпозиция Мачадо – Мата делит межсекторный разрыв для каждого квантиля и года на две части: разница в отдалах от индивидуальных характеристик при равном составе секторов и разница в составе секторов при равной отдаче от индивидуальных характеристик.

¹³ Асимптотически ошибки исчезают, и уравнение (5) представляет собой истинное разложение различий по квантилям.

5.2. Данные

Настоящее исследование использует данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья НИУ ВШЭ (РМЭЗ – ВШЭ) за 2000–2010 гг. Выбор временного периода связан с несколькими обстоятельствами. Во-первых, в этот период обследование проводилось ежегодно. Во-вторых, на его протяжении величина МРОТа неоднократно повышалась, что могло влиять на величину межсекторного разрыва. И, наконец, в-третьих, это десятилетие отличалось вариацией в экономическом положении страны (сначала был быстрый экономический рост, затем кризис 2008–2009 гг., сменившийся замедлением темпов роста и угрозой рецессии). На каждом этапе экономического цикла рынок труда испытывал определенные шоки, которые не являются нейтральными по отношению к уровню заработной платы.

Одна из частей анкеты РМЭЗ – ВШЭ посвящена различным аспектам труда и занятости. Соответствующие вопросы позволяют выделить «бюджетников», а также содержат много дополнительных характеристик работников и рабочих мест.

Используемая автором выборка ограничена индивидами в возрасте 15–72 лет, занятыми по найму на предприятиях и в организациях. Респондент был отнесен к категории «бюджетник», если он отвечал на вопрос «В какой отрасли вы работаете...», что работает в здравоохранении, образовании, органах управления, науке и культуре и при этом указывал, что единственным собственником организации, в которой он работает, является государство. Все остальные респонденты относились к категории «небюджетников». Из выборки были исключены:

- занятые в сельском хозяйстве, их число ежегодно не превышало 0,5% от общего числа респондентов. В данной отрасли специфические механизмы зарплатообразования, которые могут отразиться на результатах оценивания;
- все наблюдения, имеющие пропущенные значения.

Отредактированная вышеописанным образом выборка включает 52174 наблюдения за 2000–2010 гг., в среднем в год 4743 наблюдения. «Бюджетниками» в среднем в год являлись 24,3% занятых.

При формировании показателя заработной платы использовались следующие вопросы анкеты РМЭЗ – ВШЭ: «Скажите, пожалуйста, за последние 12 месяцев какова была ваша среднемесячная зарплата на этом предприятии после вычета налогов – независимо от того, платят вам ее вовремя или нет; если вы работаете на этом предприятии меньше 12 месяцев, то какова была ваша среднемесячная зарплата за то время, что вы работаете; если все или часть денег вы получаете в иностранной валюте, переведите, пожалуйста, все в рубли и назовите сумму вашей среднемесячной зарплаты». Кроме того из выборки были исключены 0,5% самых богатых респондентов с целью избегания возможных ошибок в ответах.

Среднее значение сформированного таким образом показателя заработной платы растет с каждым годом и варьируется по годам от 1140 руб. до 10559 руб. для «бюджетников» и от 1826 руб. до 14891 руб. для «небюджетников». Основываясь на используемых данных, отметим, что ежегодно среднее значение заработной платы для работников небюджетного сектора выше на 40–60%, чем для работников бюджетного сектора. В среднем по годам заработная плата «бюджетников» составляла 5134 руб. против 7728 руб. «небюджетников».

Для всех описанных выше моделей (раздел 5.1) названная респондентом сумма была дефлирована к ценам 2000 г. с использованием годового значения ИПЦ, а затем переведена в натуральный логарифм.

На рис. 3 представлена динамика доли занятых в бюджетном секторе, рассчитанная на основе базы данных РМЭЗ – ВШЭ за 2000–2010 гг. Заметим, что она в целом совпадает с основными тенденциями, которые рисуют данные Росстата (см. рис. 1). Скачок вниз в доле работников вида деятельности L после 2003 г. вызван сменой классификатора видов деятельности в опросниках РМЭЗ – ВШЭ.

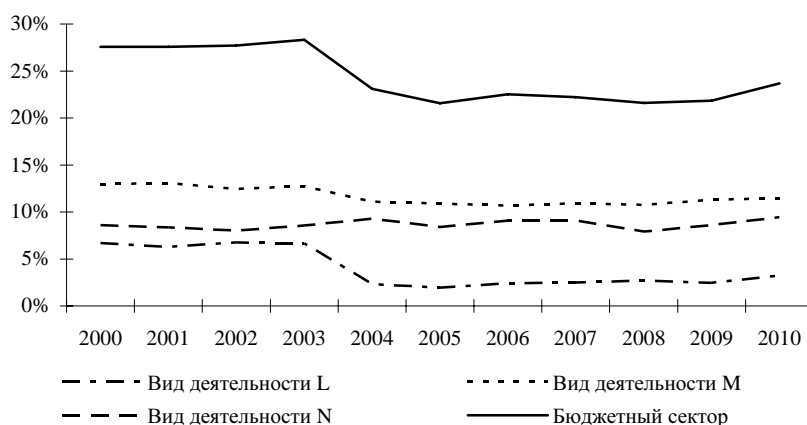


Рис. 3. Динамика доли занятых в бюджетном секторе по отношению ко всей экономике, 2000–2010 гг.

Источник: РМЭЗ – ВШЭ.

6. Дескриптивный анализ

Дескриптивный анализ межсекторных различий в занятости позволяет сделать ряд предварительных выводов¹⁴. Во-первых, в бюджетном секторе преобладают женщины, в то время как небюджетный сектор имеет примерно равный гендерный состав. Так, доля женщин в бюджетном секторе составляет, в среднем, 81,6%, тогда как в небюджетном – 47,4%.

Во-вторых, «бюджетники» значительно более образованы. Из них более 40% имеют высшее образование, тогда как среди «небюджетников» высшее образование есть лишь у каждого пятого. Аналогичная, хотя и менее контрастная, картина характерна и для среднего специального образования. Его имеет почти каждый третий «бюджетник» (31,3%) против каждого четвертого (23,6%) работника небюджетного сектора. Многие рабочие места в видах экономической деятельности, составляющих бюджетный сектор (как образование или здравоохранение), предполагают наличие определенного уровня (чаще высшего) про-

¹⁴ Здесь и далее автор ссылается на подробные таблицы дескриптивного анализа, представленные в препринте [3, с. 40–44]. (http://www.hse.ru/data/2012/11/08/1249576683/WP3_2012_07_fff.pdf)

фессионального образования. С этим связано и то, что «бюджетники» в значительной мере концентрируются в группе специалистов (группа 2 по классификации ISCO).

В-третьих, более трети «бюджетников» (против менее чем 25% «небюджетников») проживают и работают в малых населенных пунктах (ПГТ, село). В каждом населенном пункте должны находиться органы местной власти, больницы, школы и т.д., которые гарантированно предлагают определенное количество бюджетных рабочих мест.

В-четвертых, в среднем работники бюджетного и небюджетного секторов близки по возрасту, хотя вторые немного моложе (41 год против 39 лет у «небюджетников»). Однако в бюджетном секторе заметно больше индивидуумов, получающих пенсии, что объясняется как преобладанием женщин (у которых возраст выхода на пенсию ниже), так и общим «старением» бюджетного сектора в связи с вымыванием молодежи.

В-пятых, бюджетный сектор отличается более низкой межсекторной мобильностью. «Бюджетник» работает в одной организации в среднем около 10 лет. У «небюджетника» средний стаж на 3 года меньше. Еще более разительную разницу показывают данные о притоке новой рабочей силы в эти сектора. Так, доля работников со стажем работы на данном предприятии менее года составляет 12,4% в бюджетном против 22,9% в небюджетном секторе.

В-шестых, благодаря сокращенной рабочей неделе учителей и врачей продолжительность рабочего времени в бюджетном секторе в среднем короче по сравнению с небюджетным (38,8 часа против 44,8).

И, наконец, в-седьмых, «бюджетники» чаще имеют вторичную занятость (в среднем 8,1% против 4,1% в небюджетном секторе). Вероятно, сокращенная рабочая неделя позволяет им тратить больше времени на дополнительную работу. Но этому факту может быть дано и другое – дополняющее – объяснение, связанное с низкой заработной платой по основному месту работы, вынуждающей к поиску дополнительных доходов.

Как видно из приведенного выше анализа, «бюджетники» обладают, в целом, более высоким уровнем человеческого капитала, но получают более низкую относительную заработную плату по сравнению с работниками небюджетного сектора. В то же время, как показано в разделе 2, занятость в бюджетном секторе не сокращается. Возможно, неденежные составляющие компенсации позволяют рабочим местам в бюджетном секторе оставаться конкурентоспособными, несмотря на более низкую заработную плату.

Далее представлены межсекторные различия в неденежных составляющих компенсации [3, с. 45–46]. Подавляющее большинство «бюджетников» отмечают наличие оплаты очередных отпусков (99,2%) и больничных листов (99,0%), в то время как в небюджетном секторе данные блага получают чуть более 4/5 работников (87,1 и 84,4% соответственно). Работники бюджетного сектора имеют и относительно лучший доступ к дополнительным медицинским услугам. Каждый третий здесь отмечает возможности бесплатного лечения (против 28% работников небюджетного сектора), почти каждый второй (около 45%) – оплату путевок в санатории (против каждого третьего в альтернативном секторе). Оплату отпуска по беременности, родам и уходу за ребенком получают 96,6% работниц бюджетного сектора против 80,3% в небюджетном секторе, что характеризует межсекторные различия в эффективности информента базовых социальных норм. Соответственно, для женщин в репродуктивном возрасте работа в бюджетном секторе, при прочих равных, может иметь дополнительные преимущества.

Кроме того, «бюджетники», в среднем, также чаще имеют возможности обновления и увеличения своего человеческого капитала. Так, обучение за счет работодателя здесь отмечает каждый третий против 23% в небюджетном секторе.

Однако в ряде случаев «небюджетники» имеют свои преимущества по сравнению с работниками бюджетного сектора. Например, они чаще получают ссуды и кредиты от работодателя (около 14% против 6% среди «бюджетников»), а также бесплатное или льготное питание (14% против 11%).

В целом же можно сказать, что «бюджетники» имеют более благоприятные условия доступа к неденежным благам, связанных с рабочим местом, по сравнению с работниками небюджетного сектора. Отметим, что это далеко не полный перечень возможных неденежных выгод. В бюджетном секторе ниже риск травматизма, профессиональных заболеваний, длиннее отпуск, полнее соблюдается трудовое законодательство. Все это вместе взятое может быть одним из механизмов компенсации различий в денежной оплате труда, если они складываются не в пользу «бюджетников».

Итак, дескриптивный анализ показывает «бюджетника» как хорошо образованного индивидуума, который мог бы получать более высокую заработную плату, если бы перешел в альтернативный (небюджетный) сектор, хотя часть «недополученной» заработной платы может компенсироваться неденежными благами, связанными с рабочим местом. Более точная проверка этой гипотезы представлена в следующих разделах.

7. Оценки разрыва: есть ли конвергенция?

Начнем оценивание межсекторного разрыва с МНК-модели, используя базовую и расширенную спецификации уравнения (1) и кросс-секционные данные за 2000–2010 гг. Полученные оценки приведены в табл. 2. Первые три столбца таблицы – оценки базовой спецификации для всей выборки, для женщин и мужчин по отдельности. В последнем столбце приведены оценки с использованием расширенной спецификации. Для каждого года в таблице представлены значения коэффициента перед дамми-переменной, отвечающей за сектор, его стандартная ошибка и величина разрыва в процентном выражении. Далее переходим к оцениванию межсекторного разрыва с использованием квантильной регрессии. На рис. 4 приведены соответствующие оценки разрывов для каждого квантиля (от 0,1 до 0,9).

7.1. Оценка динамики межсекторного разрыва – базовая спецификация

Первый столбец табл. 2 показывает, что в среднем за весь период разрыв составлял 28,5% в пользу «небюджетников» (отрицательное значение оценки разрыва объясняется тем, что базовой категорией для сравнения являются работники небюджетного сектора), при этом негативный разрыв сохранялся на протяжении всего периода.

Наибольшей величины (около 33%) разрыв достигал в 2001 г., в 2003–2005 гг., а также в 2008 г., когда он превышал уровень в 30%. Наоборот, он был наименьшим – около 22% – в кризисном 2009 г. Самое большое изменение (год к году) мы видим в 2009 г., когда разрыв сократился почти на 10 п.п.: с –31,7% (в 2008 г.) до –21,9%. Однако в 2010 г. наблюдался возврат к исходному состоянию: величина разрыва вернулась на уровень 2006–2007 гг. и составила –25,2%.

Таблица 2.
Оценки межсекторного разрыва, полученные с помощью МНК-модели
(базовая категория – работники небюджетного сектора)

| | Базовая спецификация | | | | | | Расширенная спецификация | |
|------------------|----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|--------------------------|----------|
| | вся выборка | | женщины | | мужчины | | | |
| | coeff | coeff, % | coeff | coeff, % | coeff | coeff, % | coeff | coeff, % |
| 2000 г. | -0,339*** (0,030) | -28,8 | -0,389*** (0,037) | -32,3 | -0,273*** (0,057) | -23,9 | -0,308*** (0,042) | -26,5 |
| 2001 г. | -0,399*** (0,027) | -32,9 | -0,418*** (0,033) | -34,1 | -0,382*** (0,051) | -31,7 | -0,403*** (0,034) | -33,2 |
| 2002 г. | -0,270*** (0,023) | -23,7 | -0,259*** (0,030) | -22,8 | -0,329*** (0,038) | -28,1 | -0,229*** (0,028) | -20,5 |
| 2003 г. | -0,366*** (0,024) | -30,6 | -0,392*** (0,030) | -32,4 | -0,342*** (0,044) | -28,9 | -0,344*** (0,027) | -29,1 |
| 2004 г. | -0,366*** (0,025) | -30,7 | -0,371*** (0,029) | -31,0 | -0,383*** (0,057) | -31,8 | -0,313*** (0,029) | -26,9 |
| 2005 г. | -0,376*** (0,025) | -31,3 | -0,364*** (0,028) | -30,5 | -0,468*** (0,054) | -37,4 | -0,350*** (0,030) | -29,5 |
| 2006 г. | -0,332*** (0,023) | -28,2 | -0,321*** (0,027) | -27,5 | -0,393*** (0,056) | -32,5 | -0,285*** (0,028) | -24,8 |
| 2007 г. | -0,332*** (0,021) | -28,2 | -0,345*** (0,024) | -29,2 | -0,345*** (0,047) | -29,2 | -0,329*** (0,024) | -28,0 |
| 2008 г. | -0,381*** (0,022) | -31,7 | -0,359*** (0,025) | -30,2 | -0,442*** (0,047) | -35,7 | -0,362*** (0,025) | -30,4 |
| 2009 г. | -0,247*** (0,021) | -21,9 | -0,250*** (0,024) | -22,1 | -0,241*** (0,042) | -21,4 | -0,240*** (0,024) | -21,3 |
| 2010 г. | -0,290*** (0,016) | -25,2 | -0,285*** (0,019) | -24,8 | -0,334*** (0,032) | -28,4 | -0,290*** (0,019) | -25,2 |
| Среднее значение | -0,336 | -28,5 | -0,341 | -28,8 | -0,357 | -29,9 | -0,314 | -26,9 |

Примечание: *** – уровень значимости 1%, ** – уровень значимости 5%, * – уровень значимости 10%. Стандартные ошибки робастные и кластеризованы по индивидуумам.

Разрывы для женщин и мужчин по отдельности оказываются по величине больше (в среднем 28,8 и 29,9% соответственно), а их динамика повторяет картину для всей выборки в целом. Это можно интерпретировать следующим образом: и у мужчин, и у женщин разрыв складывается под воздействием одних и тех же экономических процессов, хотя мера влияния может различаться.

Наибольшая величина разрыва у женщин наблюдалась в 2001 г. (-34,1%), а в 2000 г., 2003–2005 гг. и 2008 г. (-30,2%) разрыв превышал 30-процентный уровень. Он был наименьшим по величине в 2009 г. (-22,1%) и в 2002 г. (-22,8%). В период 2008–2009 гг. разрыв сократился более чем на 8 п.п.: с -30,2 до -22,1%. В 2010 г. разрыв у женщин (как и на всей выборке) вновь возрос и составил -24,8%.

Наибольшей величины у мужчин (в отличие от женщин) разрыв достиг в 2008 г. (почти -36%). Его оценки превышали уровень в 30% в 2001 г., 2004–2006 гг. Наоборот, он был наименьшим по величине в 2009 г. (-21,4%), как и у женщин. Относительно «небольшим» разрыв был в 2000 г., когда составлял «лишь» -24,0%. В 2009 г. он снизился по сравнению с предыдущим годом более чем на 14 п.п.: с -35,7 до -21,4%, но в 2010 г. опять вырос и составил -28,4%.

Как мы видим, до 2005 г., в среднем, оценки разрыва для женщин были выше, чем для мужчин, а после 2005 г. соотношение меняется.

7.2. Оценка динамики межсекторного разрыва – расширенная спецификация

Представленные выше оценки получены из базовой спецификации уравнения (1), которая не включала некоторые дополнительные переменные, потенциально влияющие как на выбор занятости, так и на характеристики полезности рабочих мест. Среди таких переменных наличие вторичной занятости и наблюдаемых неденежных составляющих общего вознаграждения за труд. Если предположить, что у «бюджетников» эти характеристики могут иметь компенсирующий характер (как было показано в разделе 6), то, вероятно, мы будем наблюдать сокращение оценок межсекторного разрыва. Если же разрыв не изменится (или увеличится), то эти характеристики либо нейтральны в отношении бюджетного сектора, либо даже добавляют ценности рабочим местам в небюджетном секторе.

Оценки на основе расширенной спецификации приведены в столбце 4 табл. 2. Хотя величина разрыва оказывается несколько меньше, это сокращение не кажется значительным. Динамика оценок разрыва во времени также аналогична той, что получилась на основе базовой спецификации. Можно заключить, что наличие вторичной занятости и наблюдаемые неденежные составляющие компенсации не являются определяющим фактором при выборе сектора занятости. Далее в работе не будет использоваться расширенная спецификация.

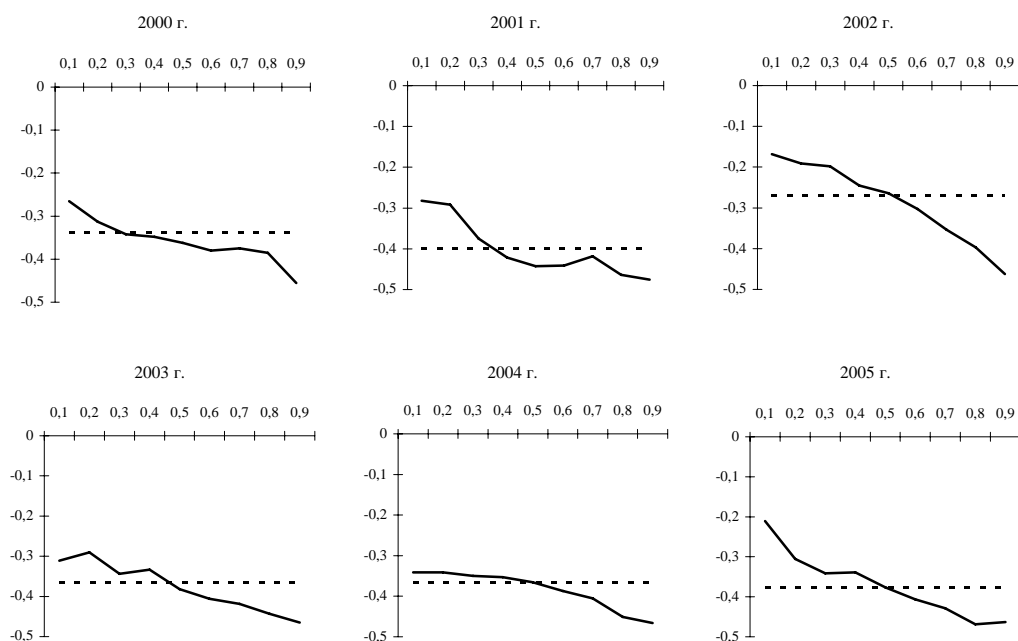
7.3. Оценка динамики межсекторного разрыва – модель квантильной регрессии

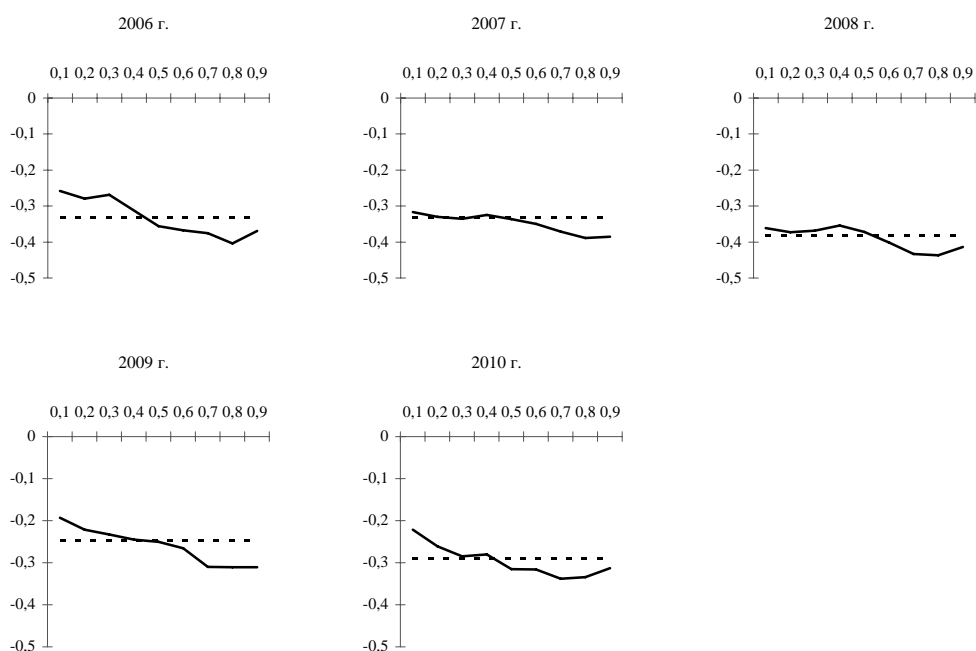
Ожидаем, что межсекторный разрыв будет варьироваться вдоль распределения, отражая эффект ненаблюдаемых характеристик. В ряде исследований, посвященных оценке межсекторного разрыва, уже использовалась модель квантильной регрессии (например, Р. Мюллер на данных по Канаде [28], Б. Мелли для Германии [25], Ю. Городниченко и К. Сабирьянова-Петер для Украины [13]). На рис. 4 представлена графическая иллюстрация оценок межсекторного разрыва за 2000–2010 гг.¹⁵

¹⁵ Более подробные оценки разрыва с указанием статистической значимости см.: [3, с. 47–48].

Основной вывод, который позволяют сделать эти оценки, заключается в следующем. При движении вдоль распределения слева направо увеличивается относительный разрыв между «бюджетниками» и «небюджетниками». Это означает, что, при прочих равных, получатели относительно высоких зарплат оказываются «оштрафованы» в большей мере, чем обладатели низких зарплат. Другими словами, «бюджетник», находящийся в первом квантиле условного распределения заработных плат, будет иметь меньшие потери в заработной плате (по отношению к аналогичному работнику небюджетного сектора) по сравнению с «бюджетником» во втором квантиле; у работника бюджетного сектора, находящегося в последнем (девятом) квантиле распределения заработных плат, потери оказываются максимальными.

Оценки разрыва варьируются по квантилям и по годам от $-15,5$ до $-37,9\%$. В первом квантиле оценка разрыва колебалась от $-15,5$ до $-30,3\%$; во втором – от $-17,4$ до $-31,1\%$; в третьем – от $-18,0$ до $-31,3\%$; в четвертом – от $-21,7$ до $-34,4\%$; в пятом – от $-22,1$ до $-35,8\%$; в шестом – от $-23,4$ до $-35,7\%$; в седьмом – от $-26,7$ до $-35,1\%$; в восьмом – от $-26,7$ до $-37,4\%$; и, наконец, последнем, девятом – от $-26,7$ до $-37,9\%$. Другими словами, переход от квантиля к квантилю слева направо увеличивает разрыв (на рис. 4 это демонстрирует отрицательный наклон линии).





Примечание. На графиках пунктирной линией изображены оценки, полученные с помощью МНК, сплошной линией – оценки, полученные с помощью квантильной регрессии.

Рис. 4. Оценки межсекторного разрыва, полученные с помощью квантильной регрессии, – базовая спецификация

Одно из преимуществ квантильного анализа состоит в том, что появляется возможность сравнить разрыв для работников, находящихся в крайних квантилях распределения, и медианных работников (т.е. таких, которые находятся в пятом квантиле). В среднем за весь анализируемый период оценка разрыва в первом квантиле меньше (по модулю) на 6 п.п. по сравнению с пятым квантилем ($-23,4\%$ против $-29,4\%$); однако в 2001 г. разница превышала 11 п.п. ($-24,6\%$ против $-35,8\%$), а в 2008 г. составляла менее 1 п.п. ($-30,3\%$ против $-31,1\%$). Кроме того, в 2004–2007 гг. оценки разрыва в первом и пятом квантилях демонстрируют разные тенденции к росту/снижению: так, в 2004 г. разрыв в первом квантиле вырос на 2,5 п.п. по отношению к аналогичной величине в 2003 г., а в пятом квантиле – снизился на 1,2 п.п. В 2005 г. тенденции поменялись на противоположные – первый квантиль демонстрирует существенное снижение величины разрыва на 9,9 п.п. по отношению к предыдущему году, а медианный – повышение на 0,8 п.п.; в 2006–2007 гг. – снова смена направлений роста – оценка разрыва для первого квантиля повысилась на 8,2 п.п. за два года, а для пятого снизилась на 3,2 п.п.

Сравнивая величины разрыва в последнем (девятом) и медианном (пятом) квантилях, стоит отметить, что результаты демонстрируют более «сглаженное» поведение. В среднем за весь анализируемый период оценка разрыва в девятом квантиле была больше

(по модулю) на 4,6 п.п. по отношению к медиане, хотя в 2002 г. разница составляла 13,8 п.п. (-37,0% против -23,2%), а в 2006 г. – 0,9 п.п. (-30,9% против -30,0%).

7.4. Интерпретация результатов

Приведенный выше анализ показывает, что в России на протяжении последнего десятилетия наблюдается значимый и устойчивый во времени отрицательный межсекторный разрыв. Относительная недоплата работникам бюджетного сектора по отношению к сопоставимым (с аналогичными наблюдаемыми характеристиками) работникам в небюджетном секторе составляла, в среднем, около 30%. Как уже отмечалось выше, отрицательный межсекторный разрыв встречается в ряде «постсоветских» стран, но не является характерным для большинства развитых или развивающихся экономик [5; 9; 10; 12; 22; 25; 31].

Оценивание разрыва на отдельных гендерных подвыборках позволяет отделить гендерный разрыв в заработных платах, который в России, по данным исследований, представляет собой значительную величину (женщины получают, в среднем, 70% от заработной платы мужчин [2, с. 250–297]), от межсекторного, который является предметом данной работы. Результаты оценивания межсекторного разрыва для гендерных групп показывают, что величина разрыва, полученного на подвыборке мужчин, в среднем, больше (по модулю), чем на подвыборке женщин (-29,9% против -28,8%). Другими словами, женщины-«бюджетники» страдают относительно меньше, т.е. имеют меньший «штраф» за работу в бюджетном секторе. Это в целом согласуется с выводами исследователей по развитым странам, где женщины по сравнению с мужчинами обычно имеют большую «премию», т.е. получают большую выгоду за работу в общественном секторе [5; 9; 22]. Однако в работах, посвященных переходным экономикам, не существует четкой тенденции влияния гендерного разрыва на межсекторный. Так, например, в Украине у женщин «штраф» за работу в бюджетном секторе оказывается больше, чем у мужчин [13].

Использование модели квантильной регрессии, как уже отмечалось выше, позволяет оценить разрыв с учетом как наблюдаемых характеристик работника и его рабочего места, так и ненаблюдаемых способностей индивидуума (которые, как предполагается, выше в верхних квантилях распределения по заработной плате). Наш анализ показывает, что «более способные»¹⁶ работники имеют больший «штраф» (по отношению к «менее способным»). Это означает, что их потери от работы в бюджетном секторе относительно больше, чем у их менее оплачиваемых коллег по сектору. Такая тенденция характерна для многих стран, для которых есть соответствующие оценки на основе модели квантильной регрессии ([25] для Германии, [28] для Канады, [13] для Украины, [33] для Турции).

8. Декомпозиция разрыва

В поисках объяснения механизмов, создающих разрыв в оплате труда между «бюджетниками» и «небюджетниками», и следуя за литературой, обратимся к методологии декомпозиции безусловных различий. Стандартным инструментом здесь является деком-

¹⁶ Здесь и далее в тексте под термином «способный» подразумевается «способный по ненаблюдаемым характеристикам».

позиция Оаксаки – Блайндера [7; 29], которая строится на основе минцеровского уравнения заработной платы и позволяет выделить вклады характеристик (эндаументов) и коэффициентов (рыночных отдач от характеристик) применительно к средней точке распределения.

В. Гимпельсон и А. Лукьянова [2], используя декомпозицию Оаксаки – Блайндера, приходят к выводу, что в начале 2000-х годов более 70% наблюдавшегося межсекторного разрыва объяснялось различиями в отдачах от характеристик, а остальное приходилось на эффект характеристик. Лишь две характеристики позволяли «бюджетникам» рассчитывать на премию – это профессия и образование.

В данном исследовании используем методологию декомпозиции, предложенную в работе Х. Мачадо и Х. Мата [23], а также работах Б. Мелли [24]. Данная декомпозиция объединяет подход Оаксаки – Блайндера и технику квантильной регрессии, позволяя получать разложения на эффекты характеристик и коэффициентов для каждого заданного квантиля распределения.

На рис. 5 приведены результаты разложения межсекторного разрыва с помощью декомпозиции Мачадо – Мата (с контролирующими переменными из базовой спецификации)¹⁷. Как видно, отдача от характеристик (эффект коэффициентов) в среднем объясняют 75–80% разрыва, тогда как вклад собственно характеристик играет второстепенную роль. Оба эффекта дают значимый отрицательный вклад в оценку разрыва, т.е. в бюджетном секторе не только структура «хуже», но и отдача от характеристик также ниже. Данный результат в целом согласуется с результатом, полученным В. Гимпельсоном и А. Лукьяновой [2] с использованием декомпозиции Оаксаки – Блайндера.

Суммарная величина двух эффектов, оцененных с помощью декомпозиции Мачадо – Мата (другими словами – величина межсекторного разрыва), показывает картину, аналогичную той, которую продемонстрировали оценки квантильной регрессии: чем «способнее» работник, тем больше величина недоплаты. Далее подробнее рассмотрим поведение эффектов характеристик и коэффициентов в зависимости от квантиля условного распределения заработных плат.

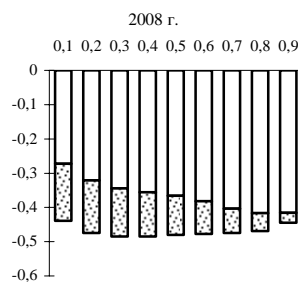
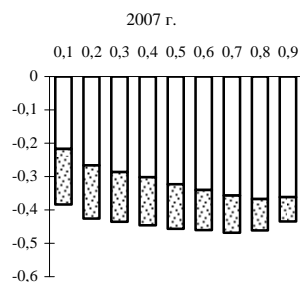
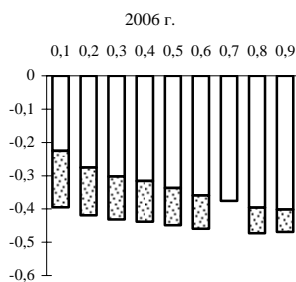
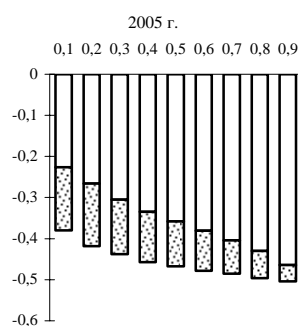
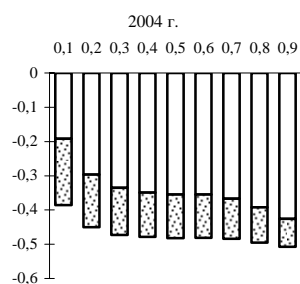
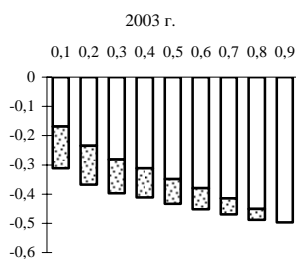
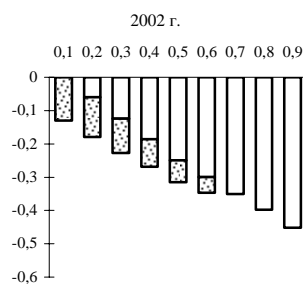
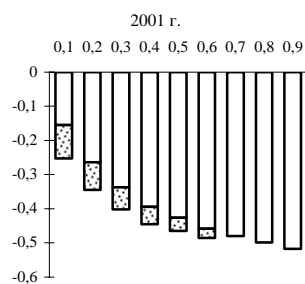
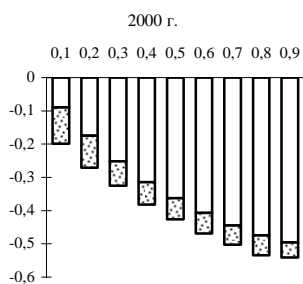
Эффект коэффициентов характеризует отдачи рынка от характеристик работников при равном составе секторов. Его величина отрицательная, т.е. рынок труда (в данном случае в бюджетном секторе) ценит характеристики своих работников ниже, чем аналогичные характеристики оценены в коммерческом секторе. В целом эффект коэффициентов дает разрыв от 8 до 40%, что составляет, как уже отмечалось, 2/3 всего суммарного разрыва и является определяющим фактором в формировании и устойчивом сохранении статистически значимого отставания «бюджетников» по оплате труда.

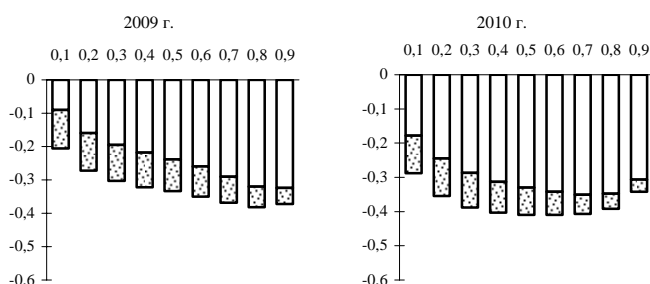
Вклад эффекта коэффициентов растет (по модулю) при движении слева направо вдоль распределения заработных плат (т.е. от менее способных к более способным). Другими словами, бюджетный сектор не имеет какого бы то ни было механизма (или этот механизм не работает), который позволял бы выявлять более способных работников и устанавливать им, при прочих равных, более высокую заработную плату по сравнению с менее способными коллегами по сектору.

Эффект характеристик оценивает структуру занятости секторов при равных отдачах от характеристик работников. Его оценка также является отрицательной величиной, что

¹⁷ Более подробные оценки разрыва с указанием статистической значимости см.: [3, с. 49].

говорит о «худшем» составе бюджетного сектора по сравнению с небюджетным. Он обеспечивает разрыв от 3 до 15%, что составляет около трети от всего суммарного разрыва. Величина эффекта характеристик уменьшается (по модулю) при движении вдоль распределения заработных плат. Другими словами, разница в составе секторов сокращается (или даже сходит на нет) у более способных работников.





Примечание: на рисунках белые столбцы показывают величину эффекта коэффициентов, заштрихованные – эффекта характеристик.

Рис. 5. Оценки межсекторного разрыва, полученные с помощью декомпозиции Мачадо – Мата – вся выборка, базовая спецификация

Вывод о том, что бюджетный сектор имеет «худший» состав, т.е. в нем сосредоточены работники с меньшим человеческим капиталом, не кажется интуитивно убедительным. Дескриптивный анализ показал, что в бюджетном секторе более образованные работники и с большим специальным стажем, т.е. имеющие больший человеческий капитал по сравнению с «небюджетниками». Вероятно, этот вывод вытекает из того, что гендерно сектора разные; сравниваются мало сопоставимые индивидуумы. Регрессионный анализ показал (см. раздел 7), что гендерный и межсекторный разрывы накладываются при оценке всей выборки. Эти два разрыва возможно разделить путем использования двух подвыборок: женщин и мужчин. Далее представлены результаты декомпозиции Мачадо – Мата для гендерных групп (см.: [3, с. 50–51]).

После того, как выборка была разбита на две части, как и ожидалось, поведение и оценки эффекта характеристик сильно изменились. В целом, эффект характеристик увеличивается при движении слева направо вдоль распределения заработных плат. У женщин в первых двух децилях эффект характеристик либо небольшой отрицательный, либо незначимо отличается от нуля, а начиная с третьего дециля становится положительным. Другими словами, состав женской части бюджетного сектора «лучше», чем небюджетного: 1) среди наименее способных работников либо существует небольшое преимущество у небюджетного сектора над бюджетным (порядка -2% суммарного разрыва), либо состав секторов одинаков; 2) среди более способных работников состав бюджетного сектора оценивается выше, чем состав небюджетного (порядка 11% суммарного разрыва). На подвыборке мужчин получились абсолютно другие результаты: в 2000–2003 гг. эффект характеристик положителен для всех децилей распределения, т.е. бюджетный сектор «лучше» по своему составу; в 2004–2006 гг. оценка эффекта характеристик имела как положительный, так и отрицательный знаки, но в целом не сильно отличалась от нуля, т.е. сектора в тот период были равными по составу. После 2007 г. эффект характеристик становится отрицательным, т.е. состав мужской части бюджетного сектора стал хуже, чем небюджетного.

Эффект коэффициентов также имеет разную тенденцию у женщин и мужчин, однако он принимает отрицательные значения на протяжении всего исследуемого периода и для всех децилей. На подвыборке женщин эффект коэффициентов увеличивается (по модулю)

слева направо вдоль распределения, т.е. более способных женщин рынок (бюджетный сектор) ценит меньше; а следовательно, при смене сектора более способные женщины выиграют больше в денежном выражении. На подвыборке мужчин до 2004 г. ситуация аналогична: чем более способный работник, тем хуже рынок ценит его характеристики. Однако начиная с 2004 г. картина меняется: более способные работники имеют меньший (по модулю) эффект коэффициентов, а значит, бюджетный сектор в состоянии давать большие отдачи (или меньший «штраф») от характеристик для более способных работников мужского пола.

Результаты квантильной декомпозиции согласуются с результатами декомпозиции Оаксаки – Блайндера, полученными российскими исследователями [2]. Во-первых, более 2/3 разрыва объясняет эффект коэффициентов; во-вторых, оба эффекта (характеристик и коэффициентов) вносят отрицательный вклад в суммарный разрыв. Однако применение декомпозиции на отдельных подвыборках выявляет разные картины у мужчин и женщин. Состав бюджетного сектора у женщин лучше (например, врачи и учителя), чем небюджетного, а у мужчин – скорее хуже (технический персонал). Кроме того, более способные женщины имеют больший «штраф», а мужчины – меньший. Это свидетельствует об отсутствии в бюджетном секторе механизма, который был бы способен платить за одинаковые характеристики вознаграждения, аналогичные небюджетному сектору.

9. Заключение

Название данной работы определяет основной вопрос, на который она призвана ответить: является ли российский «бюджетник» «неудачником»? Простое сравнение средних заработных плат показывает, что учителя и врачи получают заработную плату на 30–40% меньше, чем средняя по всей экономике в целом, обладая при этом высоким уровнем человеческого капитала. Однако более корректное сравнение заработных плат предполагает учет социально-демографических характеристик работников, характеристик занимаемых ими рабочих мест, неденежных составляющих оплаты труда. Такой учет возможен с помощью регрессионных моделей.

В исследовании произведены оценки межсекторного разрыва заработных плат работников бюджетного и небюджетного секторов на базе данных РМЭЗ – ВШЭ 2000–2010 гг. с использованием МНК-модели. При контроле на основные характеристики работников и занимаемых ими рабочих мест, оценка разрыва составляет, в среднем, около 30%. При этом дополнительный учет вторичной занятости, неденежных составляющих заработной платы и вычленение гендерного разрыва практически не меняют результатов.

Для полноты сравнения характеристик работников и учета их ненаблюдаемых способностей в работе была использована модель квантильной регрессии. Ее оценки говорят о наличии значимого межсекторного разрыва в пользу работников небюджетного сектора. Кроме того, основываясь на результатах данной модели, автор приходит к выводу, что более способные «бюджетники» имеют больший «штраф» по сравнению с менее способными.

Оценки подтверждают существование значимого и устойчивого межсекторного разрыва. Конечно, из-за отсутствия информации не было возможности учесть ряд факторов, которые могут выступать в роли неденежной компенсации (например, в бюджетном секторе низкий уровень травматизма и профессиональных заболеваний, длиннее отпуск, полнее

соблюдается трудовое законодательство и т.п.). Из-за сложности измерения остались также неучтенными неформальные платежи, которые существуют в медицинских и образовательных учреждениях. Однако вряд ли влияние этих факторов может объяснить 30-процентный «штраф». Значит, «бюджетники», действительно, оказываются «неудачниками».

В этом случае возникает вопрос: какова основная причина межсекторного разрыва. Стандартной методологией для поиска ответа на подобные вопросы является декомпозиция различий между средними. Автор использовал декомпозицию Мачадо – Мата, которая объединяет подход Оаксаки – Блайндера и технику квантильной регрессии, позволяя разложить разрыв на эффекты характеристик (разницу в составе секторов) и коэффициентов (разницу в рыночной отдаче от характеристик) для каждого квантиля распределения.

Результаты декомпозиции Мачадо – Мата показывают, что 2/3 имеющегося межсекторного разрыва объясняется разницей в отдаче рынков от характеристик работников (при условии равного состава секторов). При этом разница в структуре секторов (эффект характеристик) с учетом разбивки выборки на гендерные подгруппы оказывается скорее в пользу работников бюджетного сектора.

Другими словами, главная причина наличия межсекторного разрыва в России – институциональные механизмы формирования заработной платы в бюджетном секторе. Имеющаяся в настоящий момент система оплаты труда не способна обеспечить «бюджетникам» достойной их квалификации заработной платы. И замена механизма зарплатообразования с ЕТС на НСОТ ничего не изменила.

Для преодоления разрыва необходимо принципиально изменить механизм зарплатообразования в бюджетном секторе – для этого требуются значительные реформы. В основе этого механизма должен лежать «принцип превалирующей заработной платы». Как показывает практика «постсоветских» стран, значительного сокращения или даже преодоления разрыва достичь можно, но для этого потребует существенная реформа функционирования бюджетного сектора, затрагивающая основы зарплатообразования в нем.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. 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.
2. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
3. Шарунина А. Является ли российский «бюджетник» «неудачником»? Анализ межсекторных различий в оплате труда: препринт WP3/2012/07. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2012.
4. Adamchik V., Bedi A. Wage Differentials between the Public and Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition // Labour Economics. 2000. Vol. 7. № 2. P. 203–224.
5. Bargain O., Melly B. Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data: IZA DP № 3427. 2008.
6. Becker G. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. N.Y.: National Bureau of Economic Research, 1964.

7. *Blinder A.* Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates // *Journal of Human Resources*. 1973. Vol. 8. № 4. P. 436–455.
8. *Cai L., Liu A.* Public-private Sector Wage Gap in Australia: Variation Along the Distribution // *British Journal of Industrial Relations*. 2011. Vol. 49. № 2. P. 362–390.
9. *Dell'aringa C., Lucifora C., Origo F.* Public Sector Pay and Regional Competitiveness. A First Look at Regional Public-private Wage Differentials in Italy // *Manchester School*. 2007. Vol. 75. № 4. P. 445–478.
10. *Falaris E.* Private and Public Sector Wages in Bulgaria // *Journal of Comparative Economics*. 2004. Vol. 32. № 1. P. 56–72.
11. *Garcia J., Hernandez P., Lopez-Nicolas A.* How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences using Quantile Regression // *Empirical Economics*. 2001. Vol. 26. № 1. P. 149–167.
12. *Glinkaya E., Lokshin M.* Wage Differentials between the Public and Private Sectors in India // *Journal of International Development*. 2007. Vol. 19. № 3. P. 333–355.
13. *Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K.* Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data // *Journal of Public Economics*. 2007. Vol. 91. № 5-6. P. 963–991.
14. *Halvorsen R., Palmquist R.* The Interpretation of Dummy Variables in Semi Logarithmic Equations // *The American Economic Review*. 1980. Vol. 70. № 3. P. 474–475.
15. *Jovanovic B., Lokshin M.* Wage Differentials between the State and the Private Sectors in Moscow // *Review of Income and Wealth*. 2004. Vol. 50. № 1. P. 107–123.
16. *Kessler D., Katz L.* Prevailing Wage Laws and Construction Labor Markets // *Industrial and Labor Relations Review*. 2001. Vol. 54. № 2. P. 259–274.
17. *Koenker R., Basset G.* Regression Quantiles // *Econometrica*. 1978. Vol. 46. № 1. P. 33–50.
18. *Lee S.* A Reexamination of Public-sector Wage Differentials in the United States: Evidence from the NLSY with Geocode // *Industrial Relations*. 2004. Vol. 43. № 2. P. 448–472.
19. *Leping K.* Evolution of the Public-Private Sector Wage Differential during Transition in Estonia // *Post-communist Economies*. 2006. Vol. 18. № 4. P. 419–436.
20. *Leontaridi M.* Segmented Labour Markets: Theory and Evidence // *Journal of Economic Surveys*. 1998. Vol. 12. № 1. P. 63–101.
21. *Lokshin M., Jovanovic B.* Wage Differentials and State-private Sector Employment Choice in Yugoslavia // *Economics of Transition*. 2003. Vol. 11. № 3. P. 463–493.
22. *Lucifora C., Meurs D.* The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy // *Review of Income and Wealth*. 2006. Vol. 52. № 1. P. 43–59.
23. *Machado J., Mata J.* Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression // *Journal of Applied Econometrics*. 2005. Vol. 20. № 4. P. 445–465.
24. *Melly B.* Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression // *Labour Economics*. 2005. Vol. 12. № 4. P. 577–590.
25. *Melly B.* Public-private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression // *Empirical Economics*. 2005. Vol. 30. № 2. P. 505–520.
26. *Mincer J.* The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings: Variations on a Theme // *Journal of Labor Economics*. 1997. Vol. 15. № 1. P. S26–S47.
27. *Mizala A., Romaguera P., Gallegos S.* Public-private Wage Gap in Latin America (1992–2007): A Matching Approach // *Labour Economics*. 2011. Vol. 18. № SUPPL.1. P. S115–S131.
28. *Mueller R.* Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions // *Economics Letters*. 1998. Vol. 60. № 2. P. 229–235.
29. *Oaxaca R.* Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets // *International Economic Review*. 1973. Vol. 14. № 3. P. 673–709.

-
30. OECD Reviews of Labour Market and Social Policies: Russia Federation. Paris: OECD, 2011.
 31. *Panizza U., Qiang C.* Public-private Wage Differential and Gender Gap in Latin America: Spoiled Bureaucrats and Exploited Women? // *Journal of Socio-Economics*. 2005. Vol. 34. № 6. P. 810–833.
 32. *Rosen S.* The Theory of Equalizing Differences // *Ashenfelter O., Card D. (eds.) Handbook of Labor Economics*. N-H.: Elsevier, 1986. Vol. 1. P. 641–692.
 33. *San S., Polat O.* Estimation of Public-private Wage Differentials in Turkey with Sample Correction // *Developing Economies*. 2012. Vol. 50. № 3. P. 285–298.
 34. *Shultz T.* Investment in Human Capital // *The American Economic Review*. 1961. Vol. 51. № 1. P. 1–17.
 35. *Stelcner M., van der Gaag J., Vijverberg W.* A Switching Regression Model of Public-private Sector Wage Differentials in Peru: 1985–1986 // *Journal of Human Resources*. 1989. Vol. 24. № 3. P. 545–559.

Are Public Sector Workers «Losers»? Estimation of the Public-private Wage Gap in Russia

Sharunina Anna

National Research University Higher School of Economics,
4/2, Slavyanskaya Ploschad, Moscow, 103074, Russian Federation.
E-mail: asharunina@hse.ru

This paper is devoted to the public-private wage gap in Russia. Wage gap is estimated with the use both of the mean and the quantile regressions, which will provide a more complex picture of the public-private sector wage gap distribution. The author finds the existence of significant public-private wage gap (about 30%) considering both observable and unobservable characteristics of workers and jobs. Decomposition based on quantile regression helps to answer the question about the nature of the wage differences. The author comes to the conclusion that the main reason for the gap is the institutional mechanisms of public sector in Russia. The analysis is based on the data from RLMS – HSE 2000–2010.

Key words: public-private wage gap; budget sector; RLMS – HSE; Russia.

* *
*

References

- Gimpelson V., Kapeliushnikov R., Lukyanova A., Ryzhikova Z., Kulyaeva G. (2010) Formy sobstvennosti v Rossii: razlichija v zarabotnoj plate [Ownership and Wage Differentiation in Russia]. *Journal of the New Economic Association*, no 5, pp. 48–72.
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (eds.) *Zarabotnaja plata v Rossii: jevoljucija i differenciacija* [Wages in Russia: Evolution and Differentiation], Moscow: Izd. dom HSE. (in Russian)
- Sharunina A. (2012) *Javljaetsja li rossijskij «bjudzhetnik» «neudachnikom»? Analiz mezhsjek-tornyh razlichij v oplata truda* [Whether or Not Russian «Budget» Is a «Loser»? Analysis of Inter-sectoral Differences in Wage]. Working Paper WP3/2012/07. Moscow: HSE.
- Adamchik V., Bedi A. (2000) Wage Differentials between the Public and Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition. *Labour Economics*, vol. 7, no 2, pp. 203–224.
- Bargain O., Melly B. (2008) *Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data*. IZA DP no 3427.
- Becker G. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Blinder A. (1973) Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, vol. 8, no 4, pp. 436–455.

- Cai L., Liu A. (2011) Public-private Sector Wage Gap in Australia: Variation Along the Distribution. *British Journal of Industrial Relations*, vol. 49, no 2, pp. 362–390.
- Dell'aringa C., Lucifora C., Origo F. (2007) Public Sector Pay and Regional Competitiveness. A First Look at Regional Public-private Wage Differentials in Italy. *Manchester School*, vol. 75, no 4, pp. 445–478.
- Falaris E. (2004) Private and Public Sector Wages in Bulgaria. *Journal of Comparative Economics*, vol. 32, no 1, pp. 56–72.
- Garcia J., Hernandez P., Lopez-Nicolas A. (2001) How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences using Quantile Regression. *Empirical Economics*, vol. 26, no 1, pp. 149–167.
- Glinskaya E., Lokshin M. (2007) Wage Differentials between the Public and Private Sectors in India. *Journal of International Development*, vol. 19, no 3, pp. 333–355.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K. (2007) Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data. *Journal of Public Economics*, vol. 91, no 5–6, pp. 963–991.
- Halvorsen R., Palmquist R. (1980) The Interpretation of Dummy Variables in Semi Logarithmic Equations. *The American Economic Review*, vol. 70, no 3, pp. 474–475.
- Jovanovic B., Lokshin M. (2004) Wage Differentials between the State and the Private Sectors in Moscow. *Review of Income and Wealth*, vol. 50, no 1, pp. 107–123.
- Kessler D., Katz L. (2001) Prevailing Wage Laws and Construction Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54, no 2, pp. 259–274.
- Koenker R., Basset G. (1978) Regression Quantiles. *Econometrica*, vol. 46, no 1, pp. 33–50.
- Lee S. (2004) A Reexamination of Public-sector Wage Differentials in the United States: Evidence from the NLSY with Geocode. *Industrial Relations*, vol. 43, no 2, pp. 448–472.
- Leping K. (2006) Evolution of the Public-Private Sector Wage Differential during Transition in Estonia. *Post-communist Economies*, vol. 18, no 4, pp. 419–436.
- Leontaridi M. (1998) Segmented Labour Markets: Theory and Evidence. *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, no 1, pp. 63–101.
- Lokshin M., Jovanovic B. (2003) Wage Differentials and State-private Sector Employment Choice in Yugoslavia. *Economics of Transition*, vol. 11, no 3, pp. 463–493.
- Lucifora C., Meurs D. (2006) The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy. *Review of Income and Wealth*, vol. 52, no 1, pp. 43–59.
- Machado J., Mata J. (2005) Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, no 4, pp. 445–465.
- Melly B. (2005) Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression. *Labour Economics*, vol. 12, no 4, pp. 577–590.
- Melly B. (2005) Public-private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression. *Empirical Economics*, vol. 30, no 2, pp. 505–520.
- Mincer J. (1997) The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings: Variations on a Theme. *Journal of Labor Economics*, vol. 15, no 1, pp. S26–S47.
- Mizala A., Romaguera P., Gallegos S. (2011) Public-private Wage Gap in Latin America (1992–2007): A Matching Approach. *Labour Economics*, vol. 18, no SUPPL.1, pp. S115–S131.
- Mueller R. (1998) Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions. *Economics Letters*, vol. 60, no 2, pp. 229–235.
- Oaxaca R. (1973) Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, vol. 14, no 3, pp. 673–709.
- OECD (2011) *OECD Reviews of Labour Market and Social Policies: Russia Federation*. Paris.
- Panizza U., Qiang C. (2005) Public-private Wage Differential and Gender Gap in Latin America: Spoiled Bureaucrats and Exploited Women? *Journal of Socio-Economics*, vol. 34, no 6, pp. 810–833.

Rosen S. (1986) The Theory of Equalizing Differences. *Handbook of Labor Economics* (eds. O. Ashenfelter, D. Card), N-H.: Elsevier, vol. 1, pp. 641–692.

San S., Polat O. (2012) Estimation of Public-private Wage Differentials in Turkey with Sample Correction. *Developing Economies*, vol. 50, no 3, pp. 285–298.

Shultz T. (1961) Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, vol. 51, no 1, pp. 1–17.

Stelcner M., van der Gaag J., Vijverberg W. (1989) A Switching Regression Model of Public-private Sector Wage Differentials in Peru: 1985–1986. *Journal of Human Resources*, vol. 24, no 3, pp. 545–559.