

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

В.Е. Гимпельсон, А.Л. Лукьянова

**«О БЕДНОМ БЮДЖЕТНИКЕ
ЗАМОЛВИТЕ СЛОВО...»:
МЕЖСЕКТОРНЫЕ РАЗЛИЧИЯ
В ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ**

Препринт WP3/2006/05

Серия WP3
Проблемы рынка труда

Москва
ГУ ВШЭ
2006

Г 48 Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате. Препринт WP3/2006/05. — М.: ГУ ВШЭ, 2006. — 52 с.

В настоящей работе обсуждаются специфика институционального механизма оплаты труда российских бюджетников и методология оценивания величины разрыва в заработной плате между работниками бюджетного и небюджетного секторов. Авторы оценивают межсекторный разрыв, корректируя на эндогенность выбора сектора занятости. Используя регрессию с переключением (*switching regression*) и подбор контрольной группы (*propensity score matching*) для того, чтобы устранить эффект неслучайного выбора сектора, они предлагают эмпирические оценки величины межсекторного разрыва для отдельных демографических, профессиональных и территориальных групп населения. Показано, что величина разрыва значительна, но сильно варьирует по группам. В качестве следствия для экономической политики отмечается целесообразность институциональной привязки уровня заработной платы бюджетников к уровню зарплаты в небюджетном секторе в регионах.

УДК 331.214
ББК 65.245

Gimpelson V., Lukyanova A. Are Public Servants Underpaid in Russia? Estimating the Public-Private Wage Gap. Working paper WP3/2006/05. — Moscow: State University — Higher School of Economics, 2006. — 52 p. (in Russian)

The paper starts with discussing institutional framework for public sector wage setting in Russia. Given that individual choice of the sector is endogenous to wages, the authors recommend alternative econometric techniques for the public-private wage gap estimation. Applying switching regression and propensity score matching techniques that allow correcting for non-random sector selection, the paper provides wage gap estimates for various demographic, occupational, and territorial population subgroups. As it is shown, there is significant cross-group variation in the wage gap. The paper concludes that to eliminate the negative gap wages in the public sector should be linked to the private sector wages at the regional level.

Авторы благодарны за ценные советы и комментарии И. Денисовой, Р. Капелюшникову, М. Локшину, В. Январеву, Е. Ясину. Особая признательность М. Локшину за помощь в решении эконометрических проблем. Все ошибки, естественно, остаются на совести авторов.

Препринты ГУ ВШЭ размещаются на сайте: <http://www.hse.ru/science/preprint>

© Гимпельсон В.Е., 2006
© Лукьянова А.Л., 2006
© Оформление. ГУ ВШЭ, 2006

Проблема оплаты труда в бюджетном секторе является одной из наиболее болезненных в современной социальной и экономической политике России. Подавляющее большинство политиков, экспертов, журналистов и, естественно, самих бюджетников, считают факт значительной недоплаты за труд в этом секторе практически очевидным и не требующим никаких дополнительных доказательств. Призывы к масштабному централизованному повышению зарплаты бюджетников являются сильным козырем в борьбе за «любовь» избирателей на фоне высоких цен на нефть и с трудом сдерживаются лишь естественным «скопидомством» финансовых властей, опасющихся безудержного роста инфляции. И действительно, среднемесячная заработная плата в учреждениях образования и здравоохранения, составляющих основу бюджетного сектора, составляла в 2004 г. лишь 53% и 59%, соответственно, по отношению к средней в промышленности. Казалось бы, эти цифры говорят сами за себя и требуют незамедлительных действий со стороны правительства, а не дополнительных рассуждений со стороны исследователей.

С другой стороны, значительное занижение оплаты труда бюджетников (т.е. более высокая зарплата в альтернативном секторе), если таковое имеет место, должно было бы заметно ограничить предложение труда в этом секторе, следствием чего стало бы сокращение в нем занятости. Однако численность занятых в основных отраслях бюджетного сектора остается необоснованно высокой на протяжении всего периода реформ (с 1992 г.) и не показывает каких-либо явных тенденций к сокращению. Учреждения образования и здравоохранения подвержены текучести кадров в гораздо меньшей степени, чем отрасли небюджетного сектора. Показатели выбытия персонала в учреждениях образования такие же низкие, как в газовой промышленности или финансовых и кредитных организациях, лидирующих по оплате труда¹. Это означает, что стимулы (как денежные, так и неденегные) для работы в этом секторе сохраняются, а потому проблема межсекторных соотношений в заработной плате является не столь однозначной. Она может остро проявляться для одних групп занятых, но не прояв-

¹ Труд и занятость в России. М.: Госкомстат России, 2003. С. 270.

ляться для других. Если в одних случаях бюджетникам относительно недоплачивают, то в других им могут (относительно) переплачивать. Величина же относительной недоплаты или переплаты, т.е. межсекторный разрыв в заработной плате, при этом может заметно варьировать между группами.

Наличие значительного межсекторного разрыва в оплате труда, если нарушается принцип равной оплаты за равный (по производительности) труд, создает целый шлейф социальных и экономических проблем. Относительная недоплата бюджетников стимулирует негативный отбор, ведущий к концентрации малопродуктивных работников в бюджетном секторе, искусственное занижение оплаты труда в частном, поддержку неэффективной занятости и неявное поощрение коррупции. Наоборот, значительное завышение зарплаты бюджетников по отношению к сопоставимым работникам частного сектора ведет к сокращению занятости в экономике в целом и соответствующему росту безработицы. Это также следует учитывать и об этом недвусмысленно свидетельствует опыт Западной Европы².

Простое сопоставление средних зарплат по секторам или отраслям, приведенное выше, само по себе не является достаточным основанием для утверждений о существовании межсекторного разрыва. Тем более оно не показывает величину такого разрыва. Во-первых, структура занятости в разных секторах далеко не идентична с точки зрения образования, квалификации и опыта работников, их территориальной локализации и многих других обстоятельств, не нейтральных по отношению к уровню оплаты труда. Во-вторых, из теории компенсационных различий вытекает необходимость учитывать не только денежные, но и неденегные составляющие полного вознаграждения³. Например, относительно низкая заработная плата может (частично или полностью) компенсироваться неденегными благами, в том числе более благоприятными условиями и режимом труда. Наоборот, негативные стороны трудовой деятельности (опасность для здоровья, тяжелые или грязные условия, плохой климат в регионе и т.п.), при прочих равных, должны компенсироваться более высокой заработной платой. Выбирая ту или иную работу, люди сознательно или подсознательно руко-

² Algann Y., P.Cahuc, and A.Zylberberg. Public Employment and Labour Market Performance. *Economic Policy*, 2002, No.1, 9-65.

³ См.: Rosen S. The Theory of Equalizing Differences // Handbook of Labor Economics / Ed. by O. Ashenfelter, R. Layard. North-Holland, 1986. Vol. 1. P. 641—692.

водствуются не только размером оплаты труда, но и иными сугубо индивидуальными соображениями, например: престиж работы или профессии, доминирующие в данной социальной среде ценности, склонность к риску или предпочтения в отношении социальных гарантий или льгот. Все это означает, что мы сравниваем не совсем сравнимое, когда оперируем лишь средними величинами денежной зарплаты, агрегированными по всем обследованным работникам данных секторов. Поэтому выводы для экономической политики, основанные на простом противопоставлении усредненной денежной зарплаты по секторам, могут быть принципиально ошибочными, а если — по случаю — и не совсем ошибочными, то далеко не полными.

Другими словами, чтобы определить межсекторные различия в заработной плате, мы должны сначала выделить и лишь затем сравнить «одинаковых» (в той мере, в какой это возможно) индивидов. При этом необходимо учитывать как денежную, так и неденегную компоненты общего вознаграждения. Добавим и то, что выбор индивидом сектора (отрасли или вида деятельности) статистически неслучаен и коррелирует не только с наблюдаемыми, но и с ненаблюдаемыми характеристиками индивида. Лишь отреагировав соответствующим образом на эти методологические требования, мы приблизимся к решению сформулированной выше «простой» задачи оценивания межсекторного разрыва в оплате труда.

Насколько нам известно, в подобной постановке проблема межсекторных различий в России никогда специально не исследовалась и не обсуждалась⁴. Цель данной работы — постараться восполнить соответствующий пробел в литературе. Мы намерены определить существует ли разрыв в денежной заработной плате между схожими работниками бюджетного и небюджетного секторов, и если да, то оценить его величину для отдельных социально-демографических, профессиональных и территориальных групп.

Для достижения этой цели необходимо решить *несколько задач*: во-первых, описать институциональные механизмы, которые могут генерировать межсекторный разрыв; во-вторых, предложить методо-

⁴ Единственный известный нам пример — это исследование С. Стилмана (S. Stillman), который анализирует различия в заработках между узко определяемым частным сектором и всеми остальными работниками в 1994—1998 гг. Однако используемые им данные РМЭЗ не позволяют выделить собственно бюджетников (Stillman S. The Determinants of Private and Government Sector Earnings in Russia. RAND, Working Paper Series, DRU-2422, November 2000).

логию оценивания его величины. И, наконец, в-третьих, нам предстоит эконометрически оценить величину разрыва как в целом для всей выборки, так и для отдельных групп.

Предлагаемая логика анализа определяет структуру и содержание настоящей работы. В первом разделе рассматривается движение относительной заработной платы в отраслях бюджетного сектора. Во втором — институциональные механизмы определения величины заработной платы. В третьем разделе мы опишем методологию и используемые статистические данные. Четвертый раздел посвящен анализу основных тенденций в оплате труда, основанному на агрегированных данных. В пятом разделе мы оцениваем разрыв с помощью МНК-регрессии без какой-либо коррекции на неслучайный выбор сектора. В шестом и седьмом разделе анализируются результаты применения регрессии с переключением (*switching regression* — SR) и эконометрической непараметрической техники, основанной на подборе сопоставимой контрольной группы (*propensity score matching* или PSM), учитывающих неслучайный самоотбор в бюджетный сектор. В восьмом разделе мы рассматриваем территориальную дифференциацию в величине разрыва. В Заключении подведены основные итоги, сформулированы выводы для экономической политики и намечены направления дальнейших исследований.

1. Динамика относительной заработной платы в отраслях бюджетного сектора

К бюджетному сектору в данном разделе мы относим отрасли образования, здравоохранения, культуры и управления, взятые в целом. Учреждения в этих отраслях являются преимущественно государственными и производят общественные блага в основном за счет средств федерального и региональных бюджетов⁵. Всего, по данным, Министерства здравоохранения и социального развития РФ, из бюджетов различных уровней финансируется зарплата 14,4 млн. человек или около 22% всех занятых в российской экономике⁶. В 2003 г. 88,8% всех занятых в здравоохранении работали в учреждениях государственной или муниципальной форм собственности; в учреждениях образования

⁵ Это определение не является «сквозным» рабочим для данной статьи. В дальнейшем мы его уточним применительно к имеющимся у нас микроданным.

⁶ «Коммерсант», 2 сентября 2005.

и культуры этот показатель составлял 96,0% и 84,3% соответственно⁷. Очевидно, что речь идет об очень многочисленной группе занятых.

В 1992 г. уровень реальной заработной платы в бюджетных отраслях понизился заметно сильнее, чем в экономике в целом (рис 1). То же самое относится и к последствиям макрошоков 1994 и 1998 гг. Исключением является отрасль управления, где постшоковое восстановление заработной платы шло значительно быстрее, притом, что она здесь и сокращалась в относительно меньшей степени. К 1999 г. реальная заработная плата в трех основных отраслях бюджетного сектора составляла лишь 30% от уровня 1991 г. Правда, с этого момента ее рост у бюджетников существенно ускорился. К 2004 г. зарплата бюджетников (средневзвешенная по трем отраслям) увеличилась втрое по сравнению с 1999 г. и темп ее роста заметно опережал средние показатели по экономике и промышленности. Следует отметить, что разница в темпах роста заработной платы все же была недостаточной, чтобы заметно повлиять на сложившиеся межотраслевые соотношения.



Рис. 1. Динамика реальной заработной платы, 1991 = 100%

⁷ Среднегодовая численность занятых по отраслям экономики и формам собственности за 2003 год (в составе баланса трудовых ресурсов). М.: Росстат, 2004. С. 4—5.

Динамика отношения средней зарплаты в отраслях бюджетного сектора к средней на предприятиях промышленности, зарабатывающих главным образом на рынке, показана на рис. 2. Мы видим, что разрыв между бюджетными отраслями и промышленностью был значительным и устойчивым на протяжении всего периода, начиная с 1992 г. Средняя зарплата усредненного бюджетника колебалась в районе 50—65% от зарплаты усредненного работника промышленности, хотя первый был значительно образованнее второго, если судить по доле лиц с высшим образованием в этих отраслях. При этом средняя зарплата в управлении в основном колебалась вокруг величины, средней для промышленности. Если на первые три отрасли (образование, здравоохранение и культура) приходилось около 17—18% всех занятых в экономике, то на управление лишь 2—4,5%. Таким образом, сам факт значительных различий в оплате труда кажется несомненным. Но поскольку межотраслевые различия в структурах занятых по образованию и квалификации велики, то без их учета говорить о величине этого разрыва преждевременно. Имеет место и заметное рассогласование в территориальном распределении этих групп занятых, что может означать вариацию в разрыве по территории страны.



Рис. 2. Динамика относительной заработной платы в отраслях бюджетного сектора, 1990—2004 гг.

Другой вывод из рис. 2 касается устойчивости во времени сложившихся относительных зарплат. Реагируя на макроэкономические шоки 1992, 1994 и 1998 гг., относительная зарплата бюджетников вначале несколько «проваливалась», но затем быстро возвращалась на свой прежний уровень. Особенно интересен период 1999—2004 гг., в течение которого МРОТ в номинальном выражении вырос в 6 раз. Этот рост сопровождался увеличением относительной оплаты в здравоохранении примерно на 10 процентных пунктов, т.е. в границах ее сложившейся амплитуды колебаний (по отношению к промышленности в течение 1992—2003 гг.), при этом реакция относительной зарплаты в образовании практически оставалась нейтральной. Конечно, годовые данные сглаживают значительные краткосрочные колебания, которые хорошо видны при использовании помесечных показателей. В любом случае, повышательные реакции относительной зарплаты бюджетников на пересмотры МРОТа были по своей длительности весьма краткосрочными⁸.

Заработная плата бюджетников в номинальном выражении в значительной мере есть прямой продукт государственной политики в области оплаты труда, основными инструментами которой являются минимальный размер оплаты труда (МРОТ) и единая тарифная сетка (ЕТС). Наоборот, заработная плата небюджетников формируется на конкурентном рынке труда с учетом того, что действующие здесь фирмы максимизируют прибыль. Поэтому насколько полно и оперативно государство способно воспринимать сигналы рынка и трансформировать их в сопоставимую заработную плату бюджетников (избегая при этом чрезмерного влияния политических факторов) во многом и определяет существование и величину межсекторного разрыва в данный момент времени.

В следующем разделе мы намерены более подробно рассмотреть принципиальные особенности ныне существующего в России институционального механизма формирования заработной платы в бюджетных отраслях.

⁸ На основе приведенных выше данных, к сожалению, нельзя сделать вывод о том, что является основным механизмом параллельного сдвига зарплат вверх. Является ли этот сдвиг в промышленности результатом подталкивания (push) снизу, со стороны бюджетного сектора, для которого централизованно пересматриваются условия оплаты? Либо рост зарплат в рыночном секторе первичен и «тянет» (pull) за собой бюджетников вверх? Хотя интуитивно кажется, что вторая гипотеза более правдоподобна, обе требуют специальной эмпирической проверки с использованием временных рядов или «длинных» панельных данных.

2. Формирование заработной платы бюджетников в России: институциональные механизмы

Начнем наш анализ с базовых положений экономической теории, касающихся рынка труда в государственном секторе⁹. Он имеет свою специфику: действующие здесь агенты не максимизируют прибыль, а государство принимает в их отношении решения, которые часто не свободны от сильного воздействия политической конъюнктуры. Наоборот, в частном секторе заработная плата определяется (или должна определяться) конкурентным рынком, а потому именно отсюда и должны транслироваться соответствующие сигналы в государственный сектор.

Поскольку отдача на человеческий капитал должна быть сопоставима между секторами, то в государственном секторе работники рассчитывают получать заработную плату примерно такую же, как работники с аналогичным уровнем квалификации в частном секторе¹⁰. Это называется принципом «превалирующей зарплаты» (*prevailing wage principle*), который, так или иначе, действует в большинстве стран с развитой рыночной экономикой¹¹. Другими словами, рынок (труда), а не чиновники, в итоге определяет заработную плату для всех занятых. Что же касается конкретных механизмов «передачи сигналов» о заработной плате из частного в государственный сектор, то они имеют страновую специфику. Не претендуя на полноту картины и игнорируя частности, мы можем проиллюстрировать такую трансляцию двумя примерами.

Во-первых, в основу механизма определения оплаты труда бюджетников можно положить коллективные переговоры между соответствующими государственными ведомствами и профсоюзами¹². Переговорный процесс в таких случаях опирается на доступную профсоюзам информацию об оплате труда работников соответствующей квалификации в частном секторе, потенциальных бюджетных ограничениях

⁹ О специфике рынка труда в общественном секторе см.: Ehrenberg R., Schwarz J. Public Sector Labor Markets // Handbook of Labor Economics / Ed. by O. Ashenfelter, R. Layard. Elsevier, 1986. Vol. II. Ch. 22; Gregory R., Borland J. Recent Developments in Public Sector Labor Markets // Handbook of Labor Economics. Elsevier, 1999. Vol. III. Ch. 53.

¹⁰ В этом разделе мы используем термины «государственный сектор» и «бюджетный сектор» как взаимозаменяемые.

¹¹ Fogel W., Lewin D. Wage Determination in the Public Sector // Industrial and Labor Relations Review. 1974. Vol. 27. No. 3. P. 411; Kessler D., Katz L. Prevailing Wage Principle and Construction Labor Markets // Industrial and Labor Relations Review. 2004. Vol. 54. No. 2. P. 259—274.

¹² См., например, Wage Determination in the Public Sector: A France/Italy Comparison. Public Management Occasional Papers. No. 21. OECD, Paris, 1998.

и прогнозных темпах инфляции. Таков опыт многих стран Западной Европы, где профсоюзы работников общественного сектора являются влиятельными политическими игроками на рынке труда, обеспечивая своим членам достаточно высокий уровень благосостояния¹³.

Во-вторых, возможно использование специального мониторинга оплаты труда в частном секторе для определения уровня оплаты труда бюджетников. Работники, занимающие схожие рабочие места и близкие по наблюдаемым индивидуальным характеристикам, должны оплачиваться примерно одинаково вне зависимости от того, в каком секторе они заняты¹⁴. Следить за зарплатами работников частного сектора можно и с помощью специального постоянного мониторинга¹⁵. Другими словами, оплата труда определяется в частном секторе и затем транслируется в соответствующий сегмент бюджетного сектора.

При любом из описанных выше вариантов «привязки» к рынку «сидящие на бюджете» скорее всего не будут сильно обделены или дискриминированы. Наоборот, они могут претендовать на заметную денежную и «натуральную» ренту («премию») по сравнению с работниками коммерческого сектора. О существовании такой премии свидетельствуют многие эмпирические исследования, хотя сами госслужащие, общественное мнение и профсоюзы часто считают эту группу недоплаченной¹⁶. В работе «Recent Developments in Public Sector Labor Markets» авторы (R. Gregory, J. Borland) отмечают, что «работники об-

¹³ Отметим, что в восточных землях ФРГ премия (т.е. межсекторный разрыв) за работу в государственном секторе после объединения выросла в 3 раза. В результате переговоров с участием западногерманских профсоюзов заработная плата здесь оказалась привязанной к уровню Западной Германии и сильно завышенной относительно производительности труда Восточной Германии (хотя она по-прежнему была заметно ниже, чем в Западной). Частный сектор, пытаясь сохранить конкурентоспособность, стал «уходить» из-под соглашения, занижая зарплату, что оказалось невозможным для государственного сектора. В результате межсекторный разрыв увеличился. См.: Heitmueller A., Mavromaras K. On the Post-Unification Development of Public and Private Pay in Germany. IZA DP. No. 1696, July 2005.

¹⁴ Fogel W., Lewin D. Wage Determination in the Public Sector // Industrial and Labor Relations Review. 1974. Vol. 27. No. 3. P. 410—431.

¹⁵ Примером такого мониторинга являются регулярные обследования заработной платы по отраслям и профессиям, проводимые ведущими консалтинговыми компаниями. например, PriceWaterhouse или Ernst & Young (PwC обзор оплаты труда, 2005; Обзор заработных плат и компенсаций за 2004/2005 гг., Эрнст энд Янг).

¹⁶ См., например: Algann Y., Cahuc P., Zylberberg A. Public Employment and Labour Market Performance; Lucifora C., Meurs D. The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy. IZA DP No.1041, March 2004. Здесь можно также сослаться на работы, анализирующие межсекторный разрыв в таких странах, как США, Германия, Италия, Нидерланды, Канада, Греция, Испания, Кипр, Польша, Турция, страны Латинской Америки и ряд других.

ественного сектора (public sector employees) обычно имеют в среднем более высокие заработки, чем работники частного сектора. Частично эти различия объясняются более высоким уровнем образования у работников общественного сектора. Однако в большинстве стран часть этой дифференциации связана и с более высокими ставками оплаты или рентой, которые получают в общественном секторе»¹⁷. Возможность получения ренты отражает политическую значимость этого сектора и высокую степень его юнионизации, обеспечивающей дополнительные рычаги давления на правительство. Натуральная компонента премии может включать в себя повышенный уровень социальных гарантий, более «дружелюбные» условия труда и дополнительную защиту от рисков, связанных с рынком труда. Последнее обстоятельство особенно актуально для небольших открытых экономик¹⁸.

Подход к определению уровня оплаты, основанный на оценке труда рынком, сокращает возможности чиновников манипулировать заработной платой. В этом смысле заработная плата для работодателя-государства является параметром, жестко задаваемым частным сектором либо напрямую, либо через переговорный процесс (с профсоюзами). Чиновникам при этом достается лишь некоторая свобода в регулировании численности занятых в рамках имеющихся бюджетных ограничений. Именно адаптация численности становится в этих условиях основным инструментом подстройки к колебаниям спроса на труд в бюджетном секторе.

В России (как, впрочем, и в других странах СНГ) действует иной подход. Здесь базовая заработная плата бюджетников определяется с помощью различных политико-бюрократических и административных процедур, имеющих слабое отношение к действительному уровню относительных цен на конкретном локальном рынке труда. Не будет большим преувеличением утверждение о том, что уровень заработной платы в этом случае складывается внутри бюджетного сектора как производный от достигнутой численности, а потому является «мягкой» величиной (в отличие от «жесткой» заработной платы в развитых рыночных экономиках). В этом случае вполне закономерно, что рост финансирования частично «съедается» наращиванием численности занятых.

¹⁷ Gregory R., Borland J. Recent Developments in Public Sector Labor Markets // Handbook of Labor Economics. P. 3620.

¹⁸ Rodrik D. What Drives Public Employment // NBER Working Paper 6141 (August 1997).

Базовая (без учета различных дополнительных надбавок) заработная плата бюджетников определяется разрядом ЕТС, которая, в свою очередь, привязана к единому для всей страны МРОТу¹⁹. Периодические централизованные повышения МРОТа и ЕТС являются продуктом текущей политико-экономической конъюнктуры и ожидаемых бюджетных перспектив. Например, они производны от мировых цен на нефть, но практически никак не учитывают (и не могут учитывать!) складывающуюся ситуацию на различных региональных рынках труда. При этом ЕТС определяет у бюджетников не фактическую величину их номинальной заработной платы, а лишь ее нижнюю границу, гарантируемую государством. То, насколько далеко вверх фактическая оплата труда конкретных работников отклоняется от этой границы, зависит от иных факторов²⁰.

Напомним, что величины МРОТ и ЕТС являются общероссийскими параметрами и не адаптированы к конкретным условиям каждой отдельно взятой территории, поэтому при их установлении государство вынуждено исходить из потенциальных бюджетных ограничений замыкающего региона — самого слабого в финансовом отношении (с учетом возможного субсидирования из федерального бюджета). При этом ориентация на слабейшего автоматически занижает уровень базовой оплаты бюджетников во всех остальных, т.е. более благополучных, регионах. Чем выше уровень экономического развития региона, тем, как правило, выше уровень оплаты труда в коммерческом секторе и тем сильнее повышающее давление с его стороны на зарплату бюджетников. Одновременно растут региональные и местные бюджетные (и внебюджетные) возможности для дополнительных надтарифных выплат бюджетникам. Отсюда с ростом уровня экономического развития региона возможно увеличение абсолютной зарплаты бюджетников, хотя межсекторный (бюджетный-небюджетный) разрыв при этом также может увеличиваться. Этот механизм зарплатообразования и его потенциальное воздействие на разрыв показаны на рис. 3.

¹⁹ ФЗ №122 (2004 г.) разрешает регионам не использовать ЕТС при определении оплаты труда работников учреждений, находящихся в региональном подчинении. Однако свидетельства того, что регионы уже начали активно пользоваться этой поправкой, нам не известны.

²⁰ Оплата по тарифным ставкам составляет менее 50% от всего фонда заработной платы списочных работников учреждений образования и 34—38% ФОТ работников учреждений здравоохранения, находящихся в региональной или муниципальной собственности. См.: Труд и занятость в России. 2003. М., 2004. С. 439—440.

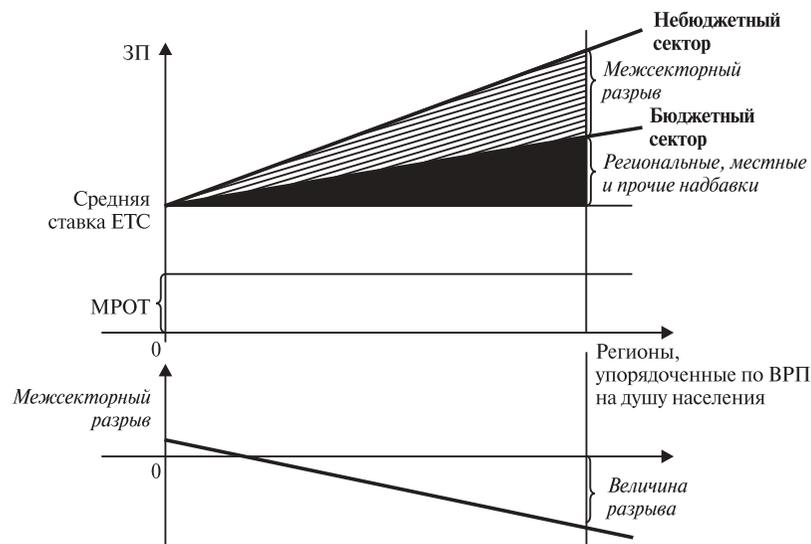


Рис. 3. Институциональный механизм формирования заработной платы в бюджетном секторе

Увеличение межсекторного разрыва в оплате формирует политическое и экономическое давление с целью его сокращения. Последнее частично достигается с помощью различных дополнительных надтарифных компенсационных надбавок бюджетникам. Размеры таких компенсаций определяются в результате формального и неформального торга с участием администрации конкретных бюджетных учреждений, региональных/местных чиновников и региональных отделений отраслевых профсоюзов.

Стремление администраторов бюджетного сектора к максимизации фонда оплаты труда может быть реализовано несколькими способами. Во-первых, это увеличение численности занятых; во-вторых, это их перемещение вверх по шкале ЕТС (возможности которого крайне ограничены); в-третьих — это «выбивание» дотаций из федерального центра и, наконец, в-четвертых, это поиск внебюджетных источников. По-видимому, чем беднее регион, тем труднее ему использовать последнее направление и тем больше соблазнов воспользоваться первым и третьим²¹.

²¹ Gimpelson V., Treisman D. Fiscal Games and Public Employment // World Politics. 2002. Vol. 51. No. 2.

Подведем промежуточный итог. Складывающийся в результате фактический уровень заработной платы бюджетников сверх общегосударственных нормативов ЕТС не зависит от качества и количества предоставляемых ими услуг. На него влияют доходность местных бюджетов и сила переговорной позиции руководителей организаций бюджетного сектора в региональной/местной бюрократической иерархии при дележе этих доходов. Тем самым чиновники «делятся» с бюджетниками там, где местная казна это позволяет, и наоборот, — они держат оплату на уровне ставок ЕТС, когда казна скудна, а голос работников слаб²².

Доходы региональных/местных бюджетов, в свою очередь, тесно коррелируют с ценами на основные товары российского экспорта (т.е. на сырье), привязывая бюджетные расходы к ценовой конъюнктуре на мировом рынке. Это усиливает межрегиональную дифференциацию в бюджетной обеспеченности и повышает уязвимость и неустойчивость территориальных бюджетов, поскольку региональная бюджетная политика является проциклической, а не контрциклической²³.

Такое формирование заработной платы, основанное на политике дележа доходов, по-видимому, представляет собой системную особенность российской экономики. На большинстве «старых» крупных и средних промышленных предприятий менеджеры, имеющие почти абсолютную власть над работниками (как и чиновники в бюджетном секторе), также часто ориентируются не на оценки индивидуальной производительности рынком труда, а увязывают заработную плату работников с финансовыми результатами деятельности предприятия. Фактически они «делятся» с работниками в «хорошие» времена и переводят их на «голодный паек» в «плохие»²⁴. В этом смысле механизмы определения уровня заработной платы в бюджетном секторе и в секторе крупных и средних предприятий, созданных еще в советские времена, во многом схожи. Тем самым, и значительная часть коммерчес-

²² Понятно, что долги по зарплате, а также сопутствующие им забастовки или голодовки могут использоваться в качестве силовых инструментов в таком торге. См.: Gimpelson V., Treisman D. Fiscal Games and Public Employment.

²³ Kwon G., Spilembergo A. Russia's Regions: Income Volatility, Labor Mobility and Fiscal Policy // Russian Federation: Selected Issues. IMF Country Report 04/316, IMF, Washington, September 2004.

²⁴ См.: Капелюшников Р. Механизмы формирования заработной платы в российской промышленности. Препринт WP3/2003/07. Серия «Проблемы рынка труда». М.: ГУ ВШЭ, 2003. Кстати, распространенная практика деления трудового вознаграждения на две части — налогооблагаемую «белую» и теневую «серую», выплачиваемую в конверте — также создает условия для сверхгибкости в оплате труда.

кого сектора, и бюджетный сектор хорошо вписываются в единую модель, которую мы, вслед за Ричардом Лэйардом, называем «российской моделью адаптации рынка труда»²⁵.

Рассмотренный выше централизованный подход к определению базовой заработной платы бюджетников, в основе которого лежит единый для всей страны минимальный стандарт оплаты, чреват существенной недооценкой труда значительной части работников этого сектора. Другими словами, потенциальная «премия» за работу в бюджетной организации грозит превратиться в «штраф». Коллективная заинтересованность всех участников этого процесса в увеличении суммарного фонда оплаты труда бюджетников создает стимулы не только к накоплению внебюджетных средств для повышения оплаты труда, но и к количественной экспансии занятости. Ведь именно численность занятых выступает в этом случае одной из определяющих переменных при распределении бюджетных средств.

Наш краткий институциональный анализ позволяет сформулировать несколько гипотез, касающихся межсекторного разрыва в заработной плате. Во-первых, мы можем ожидать, что у большинства российских бюджетников, при прочих равных, денежная «премия» за сектор отрицательна, т.е. является штрафом²⁶. Во-вторых, величина разрыва может заметно варьировать по социально-демографическим группам. В-третьих, он, по-видимому, относительно меньше в более бедных регионах. И, наконец, в-четвертых, чем сильнее относительные позиции той или иной демографической или профессиональной группы на рынке труда, тем меньше разрыв (при прочих равных, разумеется). В дальнейшем мы постараемся эмпирически протестировать эти гипотезы, используя для этого различные эконометрические методы.

3. Статистические данные, рабочие определения и методы

Для оценки межсекторных различий в заработной плате мы используем микроданные Национального обследования благосостояния домохо-

²⁵ Напомним, суть «российской модели» заключается в чрезмерной гибкости заработной платы при слабой адаптивности численных параметров совокупной занятости, тогда как в странах ОЭСР все наоборот. См.: Layard R., Richter A. Labour Market Adjustment – the Russian Way // Russian Economic Reform at Risk / Ed. by A. Aslund. London, 1995. См. также: Gimpelson V., Lippoldt D. The Russian Labour Market: Between Transition and Turmoil. Lanham: Rowman and Littlefield, 2001; Капелюшников Р. Российский рынок труда: адаптация без реструктуризации. М.: ГУ ВШЭ, 2001.

²⁶ Мы здесь не рассматриваем неденежные компоненты оплаты, хотя и осознаем, что они могут компенсировать денежный штраф.

зяйств и участия в социальных программах (НОБУС), проведенного Госкомстатом РФ при поддержке Всемирного Банка в апреле—мае 2003 г. Трехступенчатая случайная выборка, сформированная по территориальному принципу, охватывает около 45 тыс. домохозяйств (примерно 110 тыс. индивидов) и достаточна для получения надежных данных как на национальном, так и на региональном уровне для 46 субъектов Российской Федерации²⁷. Анкета НОБУСа состоит из двух частей. Первая содержит вопросы, касающиеся всего домохозяйства в целом (состав семьи, денежные доходы и расходы, ведение подсобного хозяйства и т.п.), и заполняется наиболее осведомленным в этих вопросах взрослым членом домохозяйства. Вторая часть анкеты включает индивидуальные вопросы (демографические характеристики, образование, занятость, заработки и т.д.), на которые каждый респондент должен отвечать самостоятельно.

В соответствии с целями исследования мы ограничили нашу выборку. Во-первых, мы рассматриваем лишь индивидов в возрасте от 15 до 72 лет, работающих по найму. Таким образом, за пределами выборки оказываются владельцы предприятий, ПБОЮЛы, фермеры, члены производственных кооперативов и другие категории самозанятых, а также военнослужащие. Во-вторых, при наличии у респондента нескольких доходных занятий или мест работы рассматривалась заработная плата только с того места работы, которое сам респондент считал основным. Итого в нашей выборке осталось 46 622 респондента.

Респонденты, отвечая на вопрос о заработной плате, должны были указать величину в рублях после вычета налогов, логарифмом которой мы в дальнейшем и пользуемся как показателем «чистой» месячной заработной платы.

Одна из ключевых проблем для данного исследования — отнесение респондентов к бюджетному сектору. Если респондент отмечал, что работает в образовании, здравоохранении либо государственном управлении (выбирая соответствующий вид деятельности по классификации ОКДП), и при этом указывал, что форма собственности в организации, где он работает, является государственной или муниципальной, то мы его относили к «бюджетникам». Это и является нашим рабочим операциональным определением, которое мы используем в

²⁷ Подробнее см.: Организационно-методологические положения проведения национального обследования благосостояния домохозяйств и участия в социальных программах (НОБУС). Основной этап. Госкомстат РФ, 2003.

дальнейшем при работе с микроданными НОБУСа. В отредактированной вышеописанным способом выборке бюджетниками являются 27% всех занятых по найму. Все остальные работающие по найму (73% выборки) считаются занятыми вне бюджетного сектора²⁸.

Для расчета оценок межсекторного разрыва мы используем три различных эконометрических метода: а) простую МНК-регрессию; б) регрессию с переключением режимов (SR-регрессия), позволяющую учитывать неслучайный выбор сектора, и в) непараметрический метод, основанный на подборе сопоставимой контрольной группы (PSM). На технических деталях этих методов мы остановимся ниже в соответствующих разделах, а здесь ограничимся лишь общим интуитивным сравнением основных методологических принципов, различающих эти подходы.

Каждый из этих методов предполагает расчет альтернативной заработной платы, т.е. той *ненаблюдаемой* заработной платы, которую наши бюджетники могли бы получать, если бы работали в коммерческом секторе. Другими словами, речь идет о том, что мы условно переносим наблюдаемых нами индивидов (а их индивидуальные характеристики зафиксированы в данных обследования) из одного сектора в другой, пытаясь при этом оценить ожидаемую заработную плату. При этом мы исходим из предположения о том, что индивидуальные характеристики респондентов определяют их производительность, а соответственно и заработную плату.

Применяемые нами методы принципиально различаются тем, что, во-первых, по-разному учитывают влияние ненаблюдаемых переменных и, во-вторых, исходят из разных предпосылок о форме зависимости между заработной платой и определяющими ее характеристиками. Например, МНК-регрессия и PSM полностью игнорируют потенциальное влияние ненаблюдаемых переменных на процесс зарплатообразования в различных секторах. Наоборот, SR-регрессия вводит в анализ дополнительные переменные, описывающие процесс выбора сектора занятости с учетом характеристик, напрямую ненаблюдаемых исследователем. Это является несомненным достоинством метода. Если, например, считать, что такой ненаблюдаемой переменной является склонность к риску, то SR-регрессия, по-видимому, может дать

²⁸ Это близко к данным ОНПЗ за 2003 г.: на выбранные виды деятельности приходилось более 25% от всех занятых по найму. См.: Обследования населения по проблемам занятости. Ноябрь 2003 года. Росстат, 2004. С. 119.

более низкие оценки разрыва по сравнению с альтернативными подходами, используемыми в работе.

Что касается обоих вариантов регрессионного анализа по сравнению с методом PSM, то они предполагают наличие жесткой функциональной зависимости между уровнем заработной платой и объясняющими его переменными. Это очень жесткое условие, которое на практике практически не соблюдается. В отличие от регрессии (и МНК-, и SR-), PSM не накладывает каких-либо априорных ограничений на характер зависимости, а потому является наиболее гибким инструментом для оценки межсекторного разрыва.

4. Дескриптивная статистика межсекторных различий в занятости и оплате

Рассмотрим сначала, используя данные НОБУСа, насколько бюджетный и небюджетный сектора близки по составу работающих, а затем «грубо» оценим межсекторные различия для основных социальных и демографических групп.

Структура занятости: насколько непохожи сектора?

В табл. 1 показана структура занятых по выборке в целом, а также отдельно в бюджетном и небюджетном секторах. Сопоставление данных в столбцах 2 и 3 свидетельствует о том, что они заметно различаются по составу работающих. Вкратце опишем эти различия.

Таблица 1. Структура занятости по секторам

	Все	Небюджетный сектор	Бюджетный сектор
	1	2	3
Доля женщин	53,1	45,0	75,1
Место жительства			
Город с численностью более 500 тыс. чел.	20,1	21,7	15,9
Город с численностью 100—500 тыс. чел.	25,5	25,7	25,0
Город с численностью 20—100 тыс. чел., ПГТ	30,5	29,9	32,0
Село	23,9	22,7	27,2

Продолжение табл. 1

	Все	Небюджет- ный сектор	Бюджетный сектор
	1	2	3
Возраст			
До 30 лет	20,1	21,7	15,9
30—40 лет	25,5	25,7	25,0
40—50 лет	30,5	29,9	32,0
Старше 50 лет	23,9	22,7	27,2
Образование			
Не имеет начального, начальное	0,9	1,0	0,8
Основное среднее	7,0	8,0	4,3
Среднее	20,3	23,1	12,9
НПО с полным средним	8,4	9,8	4,7
НПО без полного среднего	3,9	4,5	2,2
Среднее профессиональное	34,2	34,0	35,0
Неполное высшее	3,6	3,4	4,2
Высшее	21,6	16,3	36,1
Профессиональный статус			
Руководители	2,6	2,0	4,4
Специалисты высшего уровня квалификации	14,8	9,9	28,3
Специалисты среднего уровня квалификации	20,3	14,8	35,5
Служащие	5,8	5,1	7,9
Работники сферы обслуживания	14,4	17,3	6,4
Квалифицированные работни- ки с/х	4,1	5,6	0,1
Квалифицированные рабочие	16,5	21,9	2,0
Операторы, аппаратчики и пр.	6,8	8,6	1,9
Неквалифицированные рабочие	14,5	14,9	13,5
Стаж работы на предприятии			
Менее 1 года	13,5	15,3	8,5
От 1 до 3 лет	19,6	21,1	15,5
От 3 до 5 лет	12,7	13,1	11,6
От 5 до 10 лет	16,8	16,0	18,9
Более 10 лет	37,4	34,5	45,6
Тип контракта			
Трудовой договор на неопре- деленный срок	89,6	87,1	96,4

Окончание табл. 1

	Все	Небюджет- ный сектор	Бюджетный сектор
	1	2	3
Срочный трудовой договор	4,8	5,4	3,1
Договор подряда	1,6	2,1	0,3
На основе устной договоренности	4,0	5,5	0,1
Средний возраст	40,0	39,6	40,9
Продолжительность рабочей недели	41,0	41,9	38,6
Доля получателей пенсии какого- либо вида	12,1	9,7	18,4
Число наблюдений	46622	34092	12530

Источник: расчеты авторов по НОБУС.

Бюджетный сектор является преимущественно женским, причем различия в гендерном составе весьма значительны (75% женщин против 45%). Бюджетники несколько старше по возрасту; среди них значительно ниже доля молодых работников (16% против 22%) и выше доля работников пенсионного и предпенсионного возраста (27% против 23%).

Среди работников бюджетного сектора выше доля лиц с высшим образованием — более 36%, тогда как в небюджетном секторе их лишь 16%. Наоборот, доля лиц с общим средним образованием и ниже составляет около трети в небюджетном и 18% в бюджетном секторе.

Территориальное размещение работников бюджетного сектора несколько смещено в сторону села и малых городов, где заработные платы в целом заметно ниже. Так, 28% бюджетников живут в сельской местности по сравнению с 23% небюджетников.

В бюджетных отраслях также больше руководителей разного уровня (что неудивительно, поскольку из выборки исключены владельцы предприятий и ПБОЮЛы) и особенно специалистов высшего и среднего уровня квалификации. Вместе с тем, в обоих секторах практически одинакова доля занятых неквалифицированным трудом.

Высокая доля бюджетников с большим специальным стажем работы может свидетельствовать о низкой меж- и внутрисекторной мобильности. Вместе с тем, более длительный стаж работы в бюджетных организациях может быть связан с тем, что сами организации в бюджетном секторе в среднем крупнее организаций небюджетного сектора.

В более крупных организациях у работников больше возможностей и для карьерного роста и, соответственно, выше средний стаж. Что же касается продолжительности рабочей недели в бюджетном секторе, то она короче (чем в небюджетном) в среднем на 3,3 часа.

Различия в структуре занятости неоднозначно влияют на различия в средней заработной плате. Более высокий уровень образования и длительный стаж работы, при прочих равных, должны вести к росту относительной заработной платы. В то же время более короткая продолжительность рабочего времени, непропорционально высокие доли женщин и сельских жителей, занятых в этом секторе, должны оказывать понижающее воздействие на уровень заработной платы.

Средняя заработная плата: межсекторные различия

Теперь сравним заработные платы для отдельных групп работников. Заработная плата в бюджетном секторе в среднем на 19% ниже, чем в коммерческом. При этом вариация в величине разрыва по отдельным категориям работников весьма значительна (табл. 2). Преимущество небюджетного сектора проявляется во всех группах за исключением сельской местности, где бюджетники имеют даже более высокие относительные заработки. Отметим также, что межсекторный разрыв существенно сокращается, если мы рассматриваем мужчин и женщин по отдельности. Отсюда следует, что он в значительной степени связан с высокой концентрацией женщин в бюджетном секторе.

Таблица 2. Заработная плата и ее дифференциация по секторам

	Все	Небюджет- ный сектор	Бюджет- ный сектор	Разрыв в средних ЗП*
	1	2	3	4
Заработная плата, руб.	3438,2	3621,3	2949,1	-19%
Пол				
Мужчины	4099,3	4146,7	3820,3	-8%
Женщины	2860,1	2983,9	2661,4	-11%
Возраст				
До 30 лет	3198,8	3376,4	2621,0	-22%
30—40 лет	3519,1	3744,6	2974,6	-20%
40—50 лет	3573,8	3742,1	3106,8	-17%
Старше 50 лет	3403,7	3582,1	2986,5	-17%

Продолжение табл. 2

	Все	Небюджет- ный сектор	Бюджет- ный сектор	Разрыв в средних ЗП*
	1	2	3	4
Место жительства				
Город с численностью более 500 тыс. чел.	4130,9	4330,2	3399,8	-21%
Город с численностью 100—500 тыс. чел.	3709,1	3896,4	3192,2	-18%
Город с численностью 20—100 тыс. чел., ПГТ	3659,1	3891,2	3077,7	-21%
Село	2286,6	2272,8	2317,1	2%*
Образование				
Не имеет начального, начальное	2178,5	2252,9	2003,6	-11%*
Основное среднее	2384,7	2517,0	1801,7	-28%
Среднее	2901,6	3061,2	2140,7	-30%
НПО с полным средним	3202,3	3386,4	2250,9	-34%
НПО без полного среднего	3370,2	3541,0	2491,6	-30%
Среднее профессио- нальное	3391,5	3688,6	2615,1	-29%
Неполное высшее	3994,7	4383,3	3177,5	-28%
Высшее	4460,4	5007,9	3808,0	-24%
Профессиональный статус				
Руководители	5515,4	5698,3	5301,6	-7%*
Специалисты высшего уровня квалификации	4457,6	5279,2	3701,3	-30%
Специалисты среднего уровня квалификации	3449,6	4081,4	2744,9	-33%
Служащие	3261,0	3501,5	2851,7	-19%
Работники сферы обслуживания	2882,1	2986,1	2227,1	-25%
Квалифицированные рабочие	4289,7	4329,1	3250,8	-25%
Операторы, аппаратчи- ки и пр.	3866,1	3936,5	3055,4	-22%
Неквалифицированные рабочие	2004,2	2176,0	1503,9	-31%
Дифференциация ЗП				
P90/P10	7,0	7,0	5,6	
P90/P50	2,5	2,3	2,3	

Окончание табл. 2

	Все	Небюджет- ный сектор	Бюджет- ный сектор	Разрыв в средних ЗП*
	1	2	3	4
P50/P10	2,8	3,0	2,4	
P75/P25	2,8	2,8	2,5	
Коэффициент вариации, %	79,3	79,3	75,4	
Коэффициент Джини	0,39	0,39	0,37	

* Рассчитано как $(Cp.ЗП_{бюдж} / Cp.ЗП_{небюдж} - 1) \times 100\%$

Источник: расчеты авторов по НОБУС.

Разрыв максимален в младших возрастных группах и сокращается с возрастом. Это означает, что бюджетный сектор относительно «премирует» за стаж работы в большей степени (или в меньшей степени «штрафует»), чем небюджетный. При этом наибольшие относительные «потери» несут бюджетники с общим средним, а также начальным и средним профессиональным образованием. Зарплата же обладателей высшего образования (напомним: их примерно 36% среди бюджетников) на четверть ниже, чем у соответствующих небюджетников. Лишь для наименее образованных работников разрыв опускается до 11% и становится статистически незначимым.

Среди профессиональных групп наиболее существенные выгоды от работы в небюджетном секторе получают специалисты среднего и высшего уровня квалификации, а также неквалифицированные рабочие — заработная плата работников тех же групп в бюджетном секторе меньше почти на треть. Руководители в бюджетном секторе себя почти не обижают — здесь разрыв составляет всего 7%. Для остальных же групп заработка в бюджетном секторе ниже в среднем на 20%.

Из приведенных выше данных следует, что рассматриваемые сектора различаются по обоим измерениям. В бюджетном секторе представители многих демографических и профессиональных групп не только имеют заработки более низкие по сравнению с аналогичными категориями небюджетников, но и доли таких малооплачиваемых групп оказываются больше. В итоге усредненный межсекторный разрыв будет складываться под воздействием обоих обстоятельств.

Внутри секторов характер дифференциации заработной платы очень схож. В коммерческом секторе несколько выше доля работников с относительно низкими заработками, а верхние части распреде-

лений заработков практически идентичны. Заработная плата работника на уровне девятого дециля распределения в 2,3 раза выше заработной платы медианного работника как для бюджетного, так и для небюджетного сектора.

Надо отметить, что этот результат кажется контринтуитивным. Централизованно устанавливаемые шкалы обычно сжимают распределение зарплат, поэтому дифференциация заработков среди бюджетников должна быть заметно ниже, чем в альтернативном секторе. Мы видим два возможных объяснения этого результата: либо небюджетники сильнее самоцензурировали свою зарплату, отвечая на соответствующий вопрос НОБУСа, либо имела место эффективная декомпрессия зарплат в бюджетном секторе независимо от действия ЕТС!

Напомним, что представленные выше результаты являются «грубыми» в том смысле, что они не учитывают неоднородность совокупностей.

5. Простая МНК-регрессия

Данные табл. 2 позволяют сравнить средние зарплаты по различным группам в обоих секторах. Однако, сравнивая сектора, мы должны учитывать, что каждый респондент принадлежит одновременно к разным группам и состав работников неидентичен по основным наблюдаемым и ненаблюдаемым характеристикам. Поэтому в качестве следующего шага рассчитаем величину межсекторного разрыва, контролируя различия в индивидуальных характеристиках, которые влияют на производительность труда индивида и, в конечном счете, на его заработную плату. В первом приближении это можно сделать с помощью обычной МНК-регрессии.

Базовое уравнение заработной платы имеет вид:

$$\ln(Wage_i) = \beta x_i + sD_i + u_i, \quad (1)$$

где $Wage_i$ — заработная плата i -го индивида; x — вектор контрольных переменных; u_i — остаточный член (необъясненный остаток). D_i представляет собой дамми-переменную для сектора: $D_i = 1$ для бюджетников и $D_i = 0$ для небюджетников. Мы контролируем основные индивидуальные характеристики: пол, возраст (в спецификацию включен также квадрат возраста), образование, профессиональный статус, общий трудовой стаж, территорию проживания, тип населенного пункта, тип трудового контракта и среднюю продолжительность рабочей недели

(логарифм). Предполагается, что необъясненный остаток (u_i) распределен нормально ($u_i \sim NID(0, \sigma^2)$).

Коэффициенты β показывают отдачу на соответствующие индивидуальные характеристики, а коэффициент s равен средней величине разрыва в зарплатах для индивидов со сходными характеристиками, но работающими в разных секторах²⁹.

Обратимся к табл. 3. Графа 1 воспроизводит простые средние по группам из табл. 1. В графе 2 приведены оценки разрыва в оплате, рассчитанные на основе описанной выше МНК-регрессии, как по всей выборке, так и для отдельных выделенных групп.

Таблица 3. Оценки разрыва в заработной плате между бюджетным и небюджетным сектором

	Усредненные оценки (см. табл. 2)	МНК, с учетом различий в индивидуальных характеристиках	SR, с учетом выбора сектора и различий в индивидуальных характеристиках	PSM, с учетом различий в индивидуальных характеристиках, по контрольной группе, NN
	1	2	3	4
В целом	-19%	-16%	-17%	-21%
Пол				
Мужчины	-8%	-14%	-17%	-17%
Женщины	-11%	-18%	-17%	-20%
Возраст				
До 30 лет	-22%	-20%	-24%	-22%
30—40 лет	-20%	-16%	-18%	-20%
40—50 лет	-17%	-14%	-15%	-17%
Старше 50 лет	-17%	-16%	-14%	-24%
Место жительства				
Город с численностью более 500 тыс. чел.	-21%	-23%	-28%	-22%
Город с численностью 100—500 тыс. чел.	-18%	-19%	-23%	-18%

²⁹ Поскольку в левой части этого и всех последующих уравнений стоит логарифм заработной платы, то эффект дамми-переменной рассчитывался как $(e^D - 1) \times 100\%$, где D — коэффициент при дамми. См.: Halvorsen R., Palmquist R. The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // American Economic Review. 1980. Vol. 70 (3). P. 474—475.

	Усредненные оценки (см. табл. 2)	МНК, с учетом различий в индивидуальных характеристиках	SR, с учетом выбора сектора и различий в индивидуальных характеристиках	PSM, с учетом различий в индивидуальных характеристиках, по контрольной группе, NN
	1	2	3	4
Город с численностью 20—100 тыс. чел., ПГТ	-21%	-21%	-21%	-26%
Село	2%*	0%	-1%	-10%
Образование				
Не имеет начального, начальное	-11%*	-6%*	-7%	30%*
Основное среднее	-28%	-19%	-20%	-28%
Среднее	-30%	-18%	-21%	-23%
НПО с полным средним	-34%	-20%	-23%	-32%
НПО без полного среднего	-30%	-18%	-22%	-27%
Среднее профессиональное	-29%	-16%	-17%	-21%
Неполное высшее	-28%	-21%	-19%	-25%
Высшее	-24%	-15%	-14%	-18%
Профессиональный статус				
Руководители	-7%*	8%	7%	-1%*
Специалисты высшего уровня квалификации	-30%	-16%	-15%	-18%
Специалисты среднего уровня квалификации	-33%	-18%	-19%	-20%
Служащие	-19%	-13%	-14%	-15%
Работники сферы обслуживания	-25%	-17%	-20%	-18%
Квалифицированные работники с/х	—	—	—	—
Квалифицированные рабочие	-25%	-25%	-27%	-22%
Операторы, аппаратчики и пр.	-22%	-18%	-20%	-20%
Неквалифицированные рабочие	-31%	-22%	-25%	-26%

Примечание: Оценки, помеченные *, не значимы на 5%-м уровне доверительной вероятности.

Как и в рассмотренном ранее случае с простыми усредненными оценками, бюджетники имеют более низкие заработки, чем их коллеги из небюджетного сектора, но имеющие схожие характеристики. Общая тенденция заключается в том, что более полный учет различий в структуре занятости ведет к снижению величины межсекторного разрыва. Хотя средний разрыв практически не снизился (16% против 19% до учета различий в индивидуальных характеристиках), внутри отдельно взятых групп произошли ощутимые изменения.

Так, внутри гендерных групп учет различий в индивидуальных характеристиках увеличивает разрыв, причем для женщин сильнее, чем для мужчин. Женщины «теряют» от работы в бюджетном секторе 18%, тогда как мужчины — 14%.

Во всех возрастных группах включение в анализ индивидуальных характеристик сокращает разрыв. Становится более заметной тенденция к сокращению разрыва с возрастом: у самых молодых работников он составляет 20%, а в возрасте 40—50 лет — 14%.

По типу поселения контроль индивидуальных характеристик практически не оказывает влияния на величину разрыва. В крупных городах величина разрыва даже увеличивается на 2 п.п. — до 23%. В малых городах она остается на прежнем уровне — 21%. На селе разрыв меняет знак: бюджетники более не получают положительной премии.

Учет наблюдаемых индивидуальных характеристик существенно сокращает разрыв в оплате внутри групп, однородных по уровню образования. Преимущество работы в небюджетном секторе для лиц со средним профессиональным и высшим образованием сокращается до 16 и 15% (с 29 и 24%!), соответственно³⁰. Выбор сектора не оказывает никакого влияния на зарплату работников с крайне низким уровнем образования (не выше начального) — соответствующий коэффициент незначим. Значительным (18—21%) остается межсекторный разрыв в оплате обладателей лишь общего среднего или начального профессионального образования.

³⁰ Следует иметь в виду, что высшее образование между секторами различается по специализации, являющейся на данных НОБУСа ненаблюдаемой характеристикой. В бюджетном секторе велика доля лиц с высшим педагогическим образованием, которое, при прочих равных, дает самую низкую экономическую отдачу из всех специализаций. См.: Денисова И., Карцева М. Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России. Препринт WP3/2005/02. Серия «Проблемы рынка труда». М.: ГУ ВШЭ, 2005.

Знак и относительный размер премии для разных профессиональных групп может меняться при включении в модель контрольных переменных. При прочих равных, руководители в бюджетном секторе получают даже больше (на 8%), чем в небюджетном, и это различие статистически значимо. В то же время для квалифицированных рабочих разница в заработках практически неизменна. Поскольку в других профессиональных группах разрыв сократился, именно квалифицированные рабочие оказываются главными проигрывающими от работы в бюджетном секторе, хотя их доля в занятости здесь очень мала. Для служащих и полуквалифицированных рабочих разрыв становится меньше лишь на 4—6 п.п. Зато существенно (на 14—15 п.п.) сокращается разрыв в оплате для специалистов высшего и среднего уровня квалификации. Это также дает основания предполагать, что в основе межсекторного разрыва лежит гендерная асимметрия в профессиональной структуре. Ощутимо (на 9 п.п.) уменьшается разрыв и в подгруппе неквалифицированных рабочих.

МНК-оценки коэффициентов из модели (1) являются несмещенными, если выполняются следующие, довольно жесткие, условия:

- отдача на характеристики человеческого капитала — коэффициенты β — одинакова в обоих секторах;
- выбор сектора индивидами происходит случайным образом, т.е. не связан с какими-то другими индивидуальными характеристиками (наблюдаемыми или ненаблюдаемыми).

Проверить первое условие можно, сравнив отдачи на характеристики человеческого капитала для бюджетников и небюджетников. Для этого мы оценили уравнение (1) отдельно для каждого из секторов и проверили гипотезу о равенстве коэффициентов этих уравнений. Тест Чоу отклоняет эту гипотезу на любом стандартном уровне доверительной вероятности. Иными словами, одни и те же индивидуальные характеристики дают разную экономическую отдачу в бюджетном и небюджетном секторах, что означает невыполнение одного из условий несмещенности коэффициентов. Этот факт должен учитываться при расчете межсекторного разрыва в оплате труда.

Второе условие предполагает, что выбор сектора экзогенен по отношению к величине заработной платы. Однако это не так: выбор сектора занятости взаимосвязан с выбором заработной платы, то есть оба решения эндогенны. Другими словами, выбирая для себя профессию и карьеру школьного учителя, индивидум заранее соглашается и с радостями, и с трудностями этой профессии, включая специфику воз-

награждения за труд. То же самое можно сказать и про неготовность сменить малооплачиваемый сектор. Оставаясь в этом секторе, работник соглашается на его условия, и наоборот.

Кроме того, на этот выбор могут одновременно влиять и некоторые ненаблюдаемые характеристики индивида. Например, трезво и комплексно оценивая свою потенциальную конкурентоспособность на рынке труда с учетом всех обстоятельств (многие из которых не видны исследователю), работник сомневается в том, что альтернативная заработная плата в небюджетном секторе окажется выше. Выбор работы в бюджетном секторе, в свою очередь, может быть связан с семейной традицией или устойчивым нежеланием рисковать на рынке труда³¹. Или для устройства на высокооплачиваемые места в небюджетном секторе могут быть полезны связи и знакомства. В любом случае, ненаблюдаемые характеристики могут одновременно влиять и на распределение индивидов по секторам, и на параметры индивидуальной заработной платы.

Если МНК-оценки являются смещенными, то необходимо скорректировать методологию оценивания разрыва таким образом, чтобы устранить это смещение.

6. Регрессия «с переключением»

Ограничения простой МНК-регрессии можно преодолеть с помощью модели эндогенной регрессии с переключением режимов (switching regression, далее SR-регрессия)³². Эта модель, учитывающая как различия в отделах, так и возможность неслучайного отбора в бюджетный сектор, включает в себя несколько уравнений. Одно уравнение определяет выбор сектора, т.е. моделирует процесс селекции; два другие являются Минцеровскими уравнениями заработной платы и описывают формирование зарплаты в каждом из секторов, но с учетом уже выбранного сектора. Выбор сектора основан на максимизации латентной функции полезности, которая учитывает денежные и неденежные выгоды от работы в каждом из секторов. Производительность тру-

³¹ Для учета влияния устойчивых ненаблюдаемых характеристик необходимы панельные данные, предполагающие, что мы наблюдаем каждого индивида не менее двух раз.

³² Подробнее о SR-регрессии см.: Maddala G.S. Disequilibrium, Self-Selection and Switching Models // Handbook of Econometrics / Ed by. Z. Griliches, M.D. Intriligator. Amsterdam: North Holland, 1984. Vol. 3.

да, а, следовательно, и зарплата работников, неодинаковы в разных секторах и зависят от их индивидуальных характеристик. Различаются между секторами и издержки поиска работы для работников с разными характеристиками. Индивид делает выбор в пользу того сектора, где ожидаемые выгоды будут максимальными. Вероятность получить работу в данном секторе зависит не только от индивидуальных характеристик работника, но и от специфических требований и предпочтений работодателя. Фактическое распределение работников между секторами складывается как результат взаимодействия двух этих процессов: самоотбора работников и выбора работодателей.

Математически эту модель можно представить следующим образом. Уравнения заработной платы оцениваются отдельно для бюджетного и небюджетного секторов, причем каждого из работников мы можем наблюдать только в одном из секторов:

$$\text{Небюджетный сектор: } \ln(\text{Wage}_{ni}) = \beta_n X_{ni} + u_{ni}, \text{ если } I_i = 0 \quad (2)$$

$$\text{Бюджетный сектор: } \ln(\text{Wage}_{bi}) = \beta_b X_{bi} + u_{bi}, \text{ если } I_i = 1$$

Уравнение выбора сектора — функция I_i^* — определяет выбор сектора в зависимости от индивидуальных характеристик работника (Z_i):

$$I_i^* = \delta(\ln(\text{Wage}_{ni}) - \ln(\text{Wage}_{bi})) + \gamma Z_i + \varepsilon_i$$

$$I_i = 0, \text{ если } I_i^* \leq 0 \text{ — выбирается небюджетный сектор} \quad (3)$$

$$I_i = 1, \text{ если } I_i^* > 0 \text{ — выбирается бюджетный сектор}$$

Коэффициенты γ , β_n и β_b оцениваются методом максимального правдоподобия, исходя из предположения о том, что распределения остаточных членов в уравнениях (2) и (3) взаимосвязаны и описываются функцией нормального распределения. В результате, на принятие решение о выборе сектора (неявным образом) оказывают влияние и ожидаемые различия в заработной плате.

Сложности с расчетом межсекторных разрывов в оплате труда в случае SR-регрессии связаны с тем, что индивид наблюдается только в одном секторе. Поэтому сначала для каждого бюджетника рассчитывается так называемая условная зарплата, т.е. та зарплата, которую он мог бы получать при имеющемся наборе индивидуальных характеристик, работая в небюджетном секторе³³:

³³ Для нахождения коэффициентов и расчета значений условных зарплат использовались программы *movestay* и *mspredict*, разработанные М.Локшиным и З.Сажая для пакета STATA8. Подробнее см.: Lokshin M., Sajaia Z. Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models // Stata Journal. 2004. Vol. 4. № 3. P. 282—289.

$$Wage_{bi}^c = E\{Exp(Ln(Wage_{bi}) | I_i = 0)\} = Exp(\beta_n X_{bi} + \sigma_n \lambda_n + \frac{\sigma_n^2}{2}) \quad (4)$$

При расчете условной зарплаты фактические значения индивидуальных характеристик бюджетников (X_{bi}) умножаются на коэффициенты отдачи (β_n), взятые из уравнения для небюджетников. Дополнительно мы корректируем полученную величину на неслучайность выбора сектора — $\sigma_n \gamma_n$, где σ_n — дисперсия u_n в уравнении (2), а корректирующий коэффициент γ_n рассчитывается по аналогии с обратным отношением Миллса (IMR — Inverse Mills Ratio). Межсекторный разрыв равен среднему из рассчитанных индивидуальных разрывов:

$$\begin{aligned} \Delta Wage_i &= (Wage_{bi} - Wage_{bi}^c), \\ \% \Delta Wage_i &= (\Delta Wage_i / Wage_{bi}^c) \times 100\% \end{aligned} \quad (5)$$

Существует множество исследований по разным странам, в которых межсекторный разрыв в оплате оценивается и анализируется с использованием модели SR-регрессии³⁴. Применительно к России подобная попытка была предпринята только в работе [Stillman (2000)], основанной на объединенном массиве данных РМЭЗ за 1994—1998 гг.³⁵ Автор корректировал уравнение зарплаты дважды: с учетом самоотбора в занятость и самоотбора в частный/государственный сектор. Однако используемое в данной работе определение сильно сужает границы частного сектора, фактически сводя последний к сумме samozанятых и занятых на микропредприятиях, тогда как все остальные работники оказываются в рамках чрезмерно расширенного «государственного».

Остановимся подробнее на обсуждении спецификации уравнений зарплаты и выбора сектора. Уравнения зарплаты (2) включают те же независимые переменные, что мы включали в уравнение МНК-регрессии. Более сложной проблемой является корректная спецификация уравнения выбора сектора, которая на практике не имеет однозначного решения. Обычно при использовании метода максимального правдоподобия для корректной идентификации коэффициентов в уравнение выбора включают те же переменные, что и в основное уравнение, с добавлением тех переменных, которые влияют на выбор сек-

³⁴ Обзор этих работ выходит за рамки данной статьи.

³⁵ Stillman S. The Determinants of Private and Government Sector Earnings in Russia. RAND, Working Paper Series, DRU-2422, November 2000.

тора, но не на уровень зарплаты³⁶. Литература, посвященная оценке межсекторных дифференциалов с использованием SR-регрессии, не дает здесь однозначных указаний. К тому же, зачастую исследователям приходится сталкиваться и с информационными ограничениями — имеющиеся базы данных просто не содержат нужных переменных и поэтому приходится использовать их — далеко не лучшие — заменители.

Наилучшими идентификационными переменными для спецификации уравнения выбора сектора некоторые исследователи считают профессиональные характеристики родителей. Например, [Dustmann and van Soest (1998)] включали в уравнение отбора состав семьи, профессию отца и статус занятости матери в то время, когда респонденту было 15 лет. Согласно их результатам, те респонденты, чьи отцы работали в государственном секторе, имели существенно более высокие шансы стать впоследствии госслужащими. В то же время [Hartog and Oosterbeek (1993)] отмечают, что в их оценках влияние на выбор сектора оказывает лишь образование отца, тогда как образование матери и профессиональный статус отца оказались незначимыми³⁷. [Lokshin and Jovanovic (2003)], анализируя разрыв в заработной плате в Югославии, используют семейное положение и число работающих членов в домохозяйстве³⁸. Одинокие индивиды имеют большие шансы получить работу в частном секторе, а количество работающих членов в домохозяйстве оказывается значимым только для женщин. В ряде работ (например, [Adamchuk and Bedi (2000)] по Польше, [Gaag and Vijverberg (1988)] — по Кот-д'Ивуар³⁹) в уравнение отбора включается возраст и квадрат возраста респондента. Использование возраста может быть оправдано, если работодатели в одном секторе отдают предпочтение определенным возрастным группам при найме (например, в частном секторе — молодым людям с более «современным» и рыночно-ориентированным человечес-

³⁶ См.: Dustmann C., van Soest A. Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany // European Economic Review. 1998. Vol. 42.

³⁷ Hartog J., Oosterbeek H. Public and private sector wages in the Netherlands // European Economic Review. 1993. Vol. 37. P. 97—114.

³⁸ Lokshin M., Jovanovic B. Wage Differentials and State-Private Sector Employment in the Federal Republic of Yugoslavia // World Bank Policy Research Working Paper. 2003. No. 2959.

³⁹ Gaag van der, J., Vijverberg W. A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country // The Review of Economics and Statistics. 1988. Vol. 70. No. 2. P. 244—252; Adamchuk V.A., Bedi A.S. Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition // Labour Economics. 2000. Vol. 7. P. 203—224.

ким капиталом). Возраст может положительно влиять на вероятность занятости в государственном секторе и в том случае, если спрос на рабочие места в этом секторе превышает их предложение. Тогда возникает очередь из кандидатов, ищущих работу в госсекторе, и более высокие шансы найма получают индивиды, находящиеся в очереди дольше других, т.е. более старшие работники. Действительно, в работе [Gaag and Vijverberg (1988)] коэффициент при переменной возраста положителен, но в исследовании [Adamchuk and Bedi (2000)] возраст имеет отрицательное влияние. Для учета специфики переходной экономики [Adamchuk and Bedi (2000)] дополнительно включают время выхода на рынок труда (до или после начала рыночных реформ), предполагая, что человеческий капитал, приобретенный при социализме, становится неадекватным в условиях рыночной экономики, стремительно теряет свою ценность и не приносит отдачи. Значимый эффект времени выхода на рынок труда эти авторы находят только для мужчин.

Еще одним мотивом выбора в пользу государственного сектора может быть стремление индивида минимизировать риски, связанные с рынком труда. В соответствии с этой гипотезой, в государственный сектор с высокими гарантиями занятости «самоотбираются» индивиды с меньшей склонностью к риску. Возможен и другой механизм отбора — со стороны спроса на труд. Например, работодатели в государственном секторе могут отдавать предпочтение тем работникам, которые менее склонны к риску. К сожалению, отношение к риску вряд ли поддается математически точному измерению. В качестве прокси-переменной для склонности к риску [Heitmueller (2004)] использует ответы на вопрос о важности профсоюзов в защите условий труда и уровня заработной платы⁴⁰. Высокая оценка важности профсоюзов респондентом, при прочих равных, повышала вероятность его занятости в государственном секторе.

К сожалению, в анкете НОБУСа выбор идентификационных переменных для включения в уравнение отбора весьма ограничен. В частности, в ней отсутствуют сведения об образовании и профессиональном статусе родителей респондента. Из имеющихся переменных наиболее подходящими являются демографический состав домохозяйства и характеристики занятости самого индивида. Мы сформировали следующие дамми-переменные: наличие в домохозяйстве детей младше

⁴⁰ Heitmueller A. Public-Private Sector Wage Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model. IZA DP. 2004. No. 992.

7 лет и детей в возрасте 8—15 лет, а также переменную для занятости сокращенное рабочее время⁴¹. К занятым сокращенную рабочую неделю мы относим тех, кто в среднем работает 36 или менее часов в неделю. Остальные независимые переменные в уравнении отбора совпадают с переменными уравнения заработной платы.

Какое смысловое содержание имеет включение дополнительных демографических переменных в уравнение отбора? Напомним, что для правильной спецификации этого уравнения нам необходимо найти такие инструментальные переменные, которые объясняют выбор респондентом сектора, но нейтральны по отношению к его заработной плате. Предполагается, что семьи с детьми придают более высокую важность гарантиям занятости, соблюдению законодательных норм, касающихся, например, отпусков и порядка увольнения, а также возможностям пользования различными социальными благами, которые могут быть более доступны для работников бюджетного сектора.

Выбор в пользу режима сокращенной рабочей недели может указывать на более высокую ценность свободного времени и, соответственно, большую привлекательность рабочих мест с более короткой рабочей неделей, что характерно для образования или здравоохранения. Кроме того, сокращенное рабочее время может коррелировать с другими ненаблюдаемыми переменными, определяющими предпочтение в пользу бюджетного сектора.

Мы предполагаем, что все дополнительные идентифицирующие переменные, включенные в уравнение отбора в качестве инструментальных, будут положительно влиять на вероятность занятости в бюджетном секторе. При этом они никак не влияют на определение работодателями уровня заработной платы (при установлении зарплаты работодатель не руководствуется тем, сколько у работника детей или где работают другие члены семьи).

Оценки SR-регрессии: результаты и интерпретация

В табл. 4 представлены результаты оценивания уравнения отбора и уравнений заработной платы для двух секторов. Тест Вальда (Wald test) позволяет отклонить гипотезу о независимости этих уравнений и подтверждает неслучайный характер селекции в бюджетный сектор.

⁴¹ На предварительном этапе мы оценивали и другие спецификации SR-модели, включая пересечения между различными характеристиками (например, между полом респондента и наличием в домохозяйстве детей), однако все комбинации оказались статистически незначимыми, поэтому в итоговое уравнение они не вошли. Мы также экспериментировали с переменными состояния здоровья, включенностью во вторичную занятость и размерами нетрудовых доходов домохозяйства, но и они оказались незначимыми.

Оба коэффициента корреляции (ρ_1 и ρ_2)⁴² положительны, однако лишь ρ_1 является статистически значимым на 5%-м уровне доверительной вероятности. Положительный знак для ρ_1 означает, что индивиды, выбирающие работу в бюджетном секторе, в среднем получают более низкую заработную плату по сравнению с тем, что они могли бы получить, если бы распределение по секторам осуществлялось случайно. Это подтверждает, что обращение к SR-регрессии не только интуитивно очевидно, но и статистически обосновано.

Таблица 4. Результаты оценивания регрессии с переключением режимов

	Уравнения заработной платы				Уравнение отбора	
	Бюджетный сектор		Небюджетный сектор		Коэффициент	t-статистика
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика		
Образование (полное среднее)						
Не имеет начального, начальное	0,078	1,86	-0,100	-3,10	0,064	0,80
Основное среднее	-0,087	-3,43	-0,113	-8,40	0,007	0,18
НПО с полным средним	0,011	0,45	0,010	0,85	-0,058	-1,69
НПО без полного среднего	0,049	1,61	0,024	1,54	-0,055	-1,16
Среднее профессиональное	0,104	6,78	0,070	8,15	0,005	0,20
Неполное высшее	0,215	8,66	0,155	8,57	0,113	2,64
Высшее	0,291	15,64	0,219	17,43	0,215	7,59
Возраст	0,024	6,63	0,027	10,25	-0,054	-8,94
Возраст ² /100	-0,029	-7,45	-0,037	-12,24	0,065	9,59
Пол (1=мужской)	0,271	16,93	0,295	27,44	-0,497	-30,50
Продолжительность рабочей недели (логарифм)	0,331	15,94	0,313	17,42	-0,155	-4,03
Тип населенного пункта (город: 1 млн. чел. и более)						
Город: 500–999,9 тыс. чел.	-0,085	-2,91	-0,020	-1,06	0,018	0,36
Город: 250–499,9 тыс. чел.	-0,115	-4,33	-0,110	-6,19	0,125	2,81
Город: 100–249,9 тыс. чел.	-0,130	-4,81	-0,148	-8,21	0,124	2,71
Город: 50–99,9 тыс. чел.	-0,086	-2,99	-0,170	-8,99	0,224	4,75
Город: 20–49,9 тыс. чел.	-0,134	-4,88	-0,147	-7,90	0,227	5,00
Город: до 20 тыс. чел., ПГТ	-0,167	-6,36	-0,260	-14,11	0,338	7,74
Село	-0,231	-9,00	-0,527	-28,18	0,398	9,62

⁴² Коэффициенты корреляции ρ_1 и ρ_2 показывают тесноту связи между остаточными членами в уравнении отбора и в соответствующем уравнении заработной платы (ρ_1 — для бюджетного сектора, ρ_2 — для небюджетного сектора).

	Уравнения заработной платы				Уравнение отбора	
	Бюджетный сектор		Небюджетный сектор		Коэффициент	t-статистика
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика		
Тип контракта (трудовой договор на неопределенный срок)						
Срочный трудовой договор	0,020	0,74	-0,051	-3,35	-0,318	-8,72
Договор подряда	-0,282	-3,94	-0,024	-0,89	-0,915	-10,19
На основе устной договоренности	-0,229	-2,09	-0,096	-4,78	-1,779	-16,85
Общий трудовой стаж (менее 1 года)						
От 1 до 3 лет	0,106	3,04	0,114	5,53	0,034	0,64
От 3 до 5 лет	0,160	4,57	0,169	7,82	0,140	2,51
От 5 до 10 лет	0,214	6,28	0,202	9,32	0,216	3,92
Более 10 лет	0,260	7,03	0,194	8,05	0,297	4,92
Профессия (руководители)						
Специалисты высшего уровня квалификации	-0,272	-12,66	-0,116	-4,58	0,039	0,92
Специалисты среднего уровня квалификации	-0,431	-19,65	-0,230	-9,19	0,033	0,78
Служащие	-0,446	-16,48	-0,297	-10,59	-0,343	-7,12
Работники сферы обслуживания	-0,702	-19,60	-0,445	-14,17	-0,999	-21,28
Квалифицированные работники с/х	-0,738	-5,34	-0,703	-17,50	-2,293	-19,98
Квалифицированные рабочие	-0,551	-10,38	-0,204	-6,15	-1,463	-28,65
Операторы, аппаратчики и пр.	-0,540	-11,25	-0,262	-8,00	-1,078	-19,65
Неквалифицированные рабочие	-0,993	-37,00	-0,654	-23,28	-0,478	-10,35
Наличие детей до 7 лет					0,079	4,08
Наличие детей 8–15 лет					0,053	3,14
Сокращенная рабочая неделя (1=да)					0,409	16,85
Региональные переменные	ДА		ДА		ДА	
Константа	6,033	51,08	6,119	53,04	0,985	4,36
rho_1					0,142	
rho_2					0,001	
Wald test of indep. eqns. : chi2(1) = 4,4 Prob > chi2 = 0,0344						

+ В скобках — базовая категория

Оценки из уравнения отбора свидетельствуют о том, что наличие детей в возрасте до 7 лет и, в меньшей степени, в возрасте 8—15 лет, увеличивает вероятность занятости в бюджетном секторе. Вероятность занятости в бюджетном секторе положительно связана и с режимом сокращенной рабочей недели (36 часов и менее).

Вероятность занятости в бюджетном секторе существенно выше для женщин и для обладателей высшего (полного и неполного) образования. Она максимальна для жителей села и монотонно уменьшается с ростом размеров населенного пункта. Работающие по срочному трудовому договору и другим непостоянным трудовым соглашениям имеют более низкие шансы быть занятыми в бюджетном секторе, что иллюстрирует межсекторные различия в уровне риска по отношению к рынку труда.

Учет неслучайности выбора сектора ведет к незначительному снижению среднего межсекторного разрыва с -19% до -17% (см. графу 3 табл. 3). Разрыв становится статистически значимым для всех групп, включая жителей села и руководителей.

Если бы условный перенос наших бюджетников в небюджетный сектор был бы возможен, то при прочих равных, женщины и мужчины получали бы в среднем на 20% больше. Как и в предшествующих расчетах для возрастных групп, межсекторный разрыв наиболее высок для самых молодых работников (до 30 лет), где он составляет 24%. С возрастом разрыв сокращается и это происходит, прежде всего, за счет увеличения премии за специальный стаж в бюджетном секторе.

Коррекция на эндогенность выбора сектора по-разному влияет на величину разрыва у жителей крупных и малых населенных пунктов. Для жителей малых городов и села разрыв остается неизменным или почти не изменяется. Серьезные отличия SR-регрессия дает только для жителей крупных городов — разрыв увеличивается до 28%.

Среди групп по уровню образования, как и в предшествующих расчетах, в бюджетном секторе сильнее всего недоплачиваются работники с начальным профессиональным и средним образованием (21—23%), тогда как для работников с высшим образованием разрыв существенно меньше (14%).

Среди профессиональных групп относительные зарплаты в бюджетном секторе ниже всего у квалифицированных рабочих (на 27%), у полу- и неквалифицированных рабочих (на 20—25%) и сферы обслуживания (на 20%). В то же время руководители в организациях бюджетного сектора имеют заметную премию (7%), а специалисты с высшим уровнем квалификации теряют 15%.

Как можно заметить, коррекция на эндогенность выбора сектора занятости меняет оценки разрыва в заработной плате. Для многих групп бюджетников масштаб недоплаты несколько увеличивается по сравнению с тем, что следует из усредненных и МНК-оценок. Какова экономическая интерпретация этого результата? Тот факт, что SR-оценки увеличивают разрыв, означает, что наряду с ненаблюдаемыми обстоятельствами, компенсирующими разрыв, действуют и противоположно направленные факторы. Эффект последних, по-видимому, перевешивает. Например, если бюджетники готовы пожертвовать частью заработка ради социальных гарантий, то это сокращает реальный разрыв. Если же, при прочих равных, существуют ненаблюдаемые барьеры, эффективно препятствующие мобильности из бюджетного сектора в небюджетный, то это может снизить остроту межсекторной конкуренции за человеческий капитал и способствовать увеличению разрыва. В подтверждение этого напомним, что распределение бюджетников по специальному стажу сильно смещено вправо по сравнению с аналогичным распределением небюджетников, что свидетельствует о низкой мобильности первых.

Напомним, что оценки, полученные с помощью SR, являются несмещенными лишь в том случае, если остатки в уравнениях (2) и (3) взаимосвязаны и распределены нормально. Это достаточно жесткое ограничение, которое в реальной жизни трудно соблюсти. Обойти его можно с помощью методов непараметрического оценивания, одним из которых является *propensity score matching* или сокращенно *PSM*.

7. Сравнение заработных плат с помощью подбора контрольной группы (PSM)

Метод *PSM* имитирует естественный эксперимент и используется для оценки эффекта различных воздействий (treatment) на исследуемую группу через ее сравнение с максимально «похожей» контрольной группой, но не испытавшей исследуемого воздействия⁴³. Этот метод полу-

⁴³ Rubin D. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies // Journal of Educational Psychology. 1974. Vol. 66. P. 688—701; Rubin D., Thomas N. Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice // Biometrics. 1996. Vol. 52. P. 49—264; Rosenbaum P., Rubin D. Constructing a Control Group Using Multivariate Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score // American Statistician. 1985. Vol. 39. P. 33—38. Практическая реализация метода обсуждается в: Caliendo M., Kopeinig S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. IZA DP No.1588, May 2005.

чил широкое распространение при оценке программ активной политики на рынке труда, предполагающих воздействие на соискателей работы. В последнее время он все чаще используется для анализа межгрупповых различий в заработной плате, складывающихся как результат неслучайного деления совокупности на группы под влиянием большого числа наблюдаемых характеристик⁴⁴. [Bales and Rama (2001)] использовали PSM (наряду с другими методами) для сопоставления зарплат в государственном и частном секторе во Вьетнаме, а [Glinskaya and Lokshin (2005)] таким образом оценивали подобные различия в Индии⁴⁵.

Принадлежность к бюджетному сектору можно рассматривать как своего рода воздействие на группу индивидов, в результате которого значения их заработной платы отклоняются от тех, которые могли бы быть, если бы эти же индивидуумы (с заданными индивидуальными характеристиками) оказались в небюджетном секторе. Другими словами, их фактическая (наблюдаемая) заработная плата сравнивается с альтернативной и прямо ненаблюдаемой, в качестве которой рассматривается заработная плата сопоставимых (matched) индивидуумов. Эффект воздействия на i -го индивида рассчитывается как разница между тем, что индивид фактически получает, работая в бюджетном секторе, и тем, что он мог бы получать, работая в небюджетном секторе:

$$\Delta Wage_i^b = Wage_{i1}^b - Wage_{i0}^b \quad (6)$$

Однако из-за того, что расчет индивидуальных эффектов требует очень строгих предположений о форме совместного распределения фактических и альтернативных зарплат, на практике обычно ограничиваются расчетом средних эффектов воздействия на тех, кто испытал это воздействие (ATT=average treatment effect on treated):

$$\Delta Wage^b = ATT = E\{Wage_1 | D=1, X\} - E\{Wage_0 | D=1, X\}, \quad (7)$$

где $D = 1$ для бюджетников, $D = 0$ для небюджетников, X — набор контрольных индивидуальных характеристик. Тогда $Wage_1 | D=1, X$ — фак-

⁴⁴ См., например: Bryson A. The Union Membership Wage Premium: An Analysis Using Propensity Score Matching. CEP LSE, May 2002; Pedro S. Martins. Do Foreign Firms Really Pay Higher Wages? Evidence from Different Estimators. IZA DP No. 1388, November 2004; Glinskaya E., Lokshin M. Wage Differentials Between the Public and Private Sectors in India // World Bank Policy Research Working Paper 3574, April 2005.

⁴⁵ Bales S., Rama M. Are Public Sector Workers Underpaid? Appropriate Comparators in a Developing Country // World Bank Policy Research Working Paper 2747, December 2001; Glinskaya E., Lokshin M. (2005).

тически наблюдаемая зарплата тех, кто подвергся воздействию (бюджетников), $Wage_0 | D=1, X$ — средняя заработная плата сопоставимых индивидов, не подвергшихся воздействию (небюджетников, но с теми же индивидуальными характеристиками X). Средние эффекты воздействия могут оцениваться как для всей выборки в целом, так и для отдельных подгрупп.

Поскольку альтернативная заработная плата нами не наблюдается, то задача сводится к тому, каким образом подобрать контрольную группу индивидов, не подвергшихся воздействию, но максимально сходную по своим характеристикам с теми, кто испытал воздействие. В основе PSM лежит расчет так называемого «propensity score» — специально сконструированного индекса, характеризующего вероятность принадлежности индивида к группе, на которую оказывалось воздействие, в зависимости от множества его наблюдаемых характеристик. Значения этого индекса, который рассчитывается с помощью пробит-или логит-модели, лежат между 0 и 1, и в сжатом виде описывают различия в индивидуальных характеристиках между индивидами (различия в X). Индивиды со схожими характеристиками — независимо от того, подверглись они воздействию или нет — имеют близкие значения индексов. Таким образом, «propensity scores» позволяют подобрать максимально «похожую» контрольную группу и тем самым устранить риск смещения из-за самоотбора в исследуемую совокупность. Основное достоинство PSM заключается в том, что этот метод, в отличие от SR-регрессии, не требует никаких предварительных предположений относительно функциональной формы уравнения отбора и уравнения заработной платы, а также относительно формы распределения ошибок в этих уравнениях.

Опасность смещенных оценок при использовании данного метода возникает лишь тогда, когда исследуемая совокупность и совокупность, из которой формируется контрольная группа, не пересекаются. В нашем случае для отдельных индивидов, испытавших воздействие (в нашем случае — бюджетников), отсутствуют подходящие пары в альтернативной (т.е. не испытавшей воздействия) совокупности. Такая ситуация создает *проблему общей области определения* (“common support region problem”). Если число индивидов, не попадающих в общую область определения, невелико, то они могут быть без большого риска исключены из анализа, что обычно и делается.

Для расчета оценок разрыва с помощью PSM мы использовали специальный модуль для пакета STATA 8⁴⁶. Сопоставимые индивиды для контрольной группы подбирались по методу “ближайшего соседа” (“nearest neighbor”) и после сравнения оставались в выборке. Набор переменных, по которым осуществляется подбор контрольной группы, тот же самый, что и при оценке регрессионных моделей, описанных выше. Наряду с индивидуальными характеристиками, он включал региональную принадлежность, обеспечивая отбор сопоставляемых индивидов из одних и тех же территорий. Стандартные ошибки оценивались с применением техники бутстреппинга. Поскольку выборка достаточно велика, проблема отсутствия *общей области*, создающего смещение оценок, не возникает. Полученные результаты представлены в табл. 3 (см. графу 4).

Как мы видим, PSM-оценки наиболее близки к МНК-оценкам, а для некоторых групп они лежат между «сырыми» усредненными (графа 1) и МНК-оценками (графа 2).

В целом по выборке PSM показывает разрыв в заработной плате в 21%, при этом он несколько меньше для мужчин, чем для женщин (17% против 20%). Мы видим некоторое, но в целом незначительное, сокращение разрыва с увеличением возраста. Это может объясняться тем, что в бюджетном секторе экономическая отдача растет по мере накопления общего стажа, а в небюджетном секторе профиль зависимости зарплаты от возраста имеет большую крутизну и не является монотонно возрастающим.

В городских поселениях любого размера бюджетники проигрывают примерно четверть. В сельской местности знак разрыва в заработках меняется на отрицательный, но сама его величина не очень велика — 10%. Это подтверждает вывод о том, что сельские бюджетники все же проигрывают по заработной плате относительно небюджетников (о том же говорят и результаты SR).

По образовательным группам разрыв варьирует от величины, статистически не отличной от нуля, среди имеющих наименьшее образование до —32% в группе с начальным профессиональным образованием на базе среднего образования. Наиболее многочисленными, как мы видели, являются группы с высшим и средним специальным образо-

⁴⁶ Leuven, E. and B.Sianesi (2004), «PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. Version 2.0.8».

ванием, и их отставание от соответствующих небюджетников значительно и составляет 18—21%.

Теперь обратимся к профессиональным группам. PSM подтверждает относительный выигрыш небюджетников во всех рассматриваемых группах, кроме руководителей. В наименьшей степени от работы в бюджетном секторе теряют руководители — бюджетный сектор их практически не «штрафует». Для всех же остальных бюджетников сохраняется значительная отрицательная относительная оплата. При этом для наиболее многочисленных групп специалистов (высшего и среднего уровня квалификации) разрыв составляет — 18—20% по отношению к соответствующим небюджетникам. Эти оценки разрыва немного превышают оценки МНК и SR, но меньше, чем “грубые” усредненные оценки. Здесь следует обратить внимание на то, что, согласно любому методу оценивания, руководители не являются самой “обделенной” группой. Это означает, что руководители могут быть заинтересованы в сохранении статус-кво и лишены дополнительных стимулов к реформированию бюджетных учреждений, повышению эффективности их деятельности, большей транспарентности и т.п.

Какой бы вариант (МНК, SR, PSM) оценок мы ни взяли, максимальный межсекторный разрыв составляет не более 30% и не является аргументом в пользу целесообразности единообразного повышения заработной платы в разы, о чем иногда говорят политики. Конечно, полученные эконометрические оценки можно подвергнуть сомнению, поскольку возможны сомнения в надежности и полноте любых статистических данных о заработной плате в России.

С одной стороны, можно предположить, что полученные нами оценки занижают разрыв в пользу небюджетников. «Серые» зарплаты среди последних более распространены, а вероятность того, что они отражаются в данных, невелика. Однако свидетельств в пользу гипотезы о такой селективной надежности первичных данных у нас нет. Правда, если исключить занятых в управлении (как особую группу) из числа бюджетников, то разрыв может также несколько возрасти.

С другой стороны, одна из привилегий бюджетного сектора — это пониженный риск потери работы и более высокий уровень социальной защищенности. Это обстоятельство не получает своего прямого отражения в данных, но представляет собой важный элемент суммарной компенсации общего разрыва в заработной плате. Кроме того, данные НОБУСа относятся к 2003 г., а в последующие годы рост зарплат в бюджетном секторе опережал общий рост (см. рис.1). Это, наоборот, свидетельствует о возможном завышении полученных оценок разрыва.

8. Региональная дифференциация разрыва в заработной плате

Сформулированное выше предположение о наличии прямой статистической зависимости между величиной разрыва и уровнем экономического развития региона прямо следует из механизма формирования заработной платы бюджетников. Этот механизм действует по принципу слоеного пирога: в относительно преуспевающих регионах этот «пирог» не только имеет больше слоев, но и сами слои оказываются заметно «толще». Итак, мы ожидаем, что с ростом подушевого ВРП разрыв будет возрастать.

НОБУС позволяет анализировать межсекторный разрыв не только в целом по России, но и для 46 регионов, география которых охватывает всю страну. Мы рассчитали общие разрывы в оплате труда отдельно для каждого из них методом PSM с использованием ядерных функций (kernel function) и процедуры бутстреппинга для расчета стандартных ошибок. Набор контрольных переменных остался тем же, что и прежде.

При использовании метода ядерных функций для каждого бюджетника всем значениям propensity score из контрольной группы (т.е. небюджетников) присваиваются определенные веса. Чем ближе значение propensity score из контрольной группы к значению propensity score конкретного бюджетника, тем больше вес. Наибольший вес приобретают зарплаты тех небюджетников, чьи наблюдаемые характеристики наиболее близки к характеристикам данного бюджетника. Зарплатам непохожих индивидов, наоборот, присваивается очень маленький вес. Затем оценка альтернативной заработной платы рассчитывается как средневзвешенная из зарплат всех небюджетников. Достоинством метода ядерных функций (в отличие, например, от метода «ближайшего соседа») являются более низкие стандартные ошибки, поскольку в расчетах используется большее число наблюдений.

Из 46 регионов лишь в одном (Республике Дагестан) бюджетники получают существенно больше небюджетников. В девяти регионах, т.е. примерно в каждом пятом регионе, разрыв оказался статистически незначимым. Среди этих регионов три относятся к наименее благополучному Южному Федеральному округу. В остальных 36 регионах — около 80% от их общего числа — бюджетники получают существенно меньше, чем сопоставимые работники небюджетного сектора. Причем, в 21 регионе, т.е. примерно в половине проанализированных территорий, разрыв составлял не менее 20%.

Рис. 4 и 5 иллюстрируют связь между величиной разрыва в оплате труда и уровнем экономического развития регионов, измеренного с помощью показателей подушевого ВРП (в текущих ценах 2002 г.) и общей безработицы, измеренной по методологии МОТ.

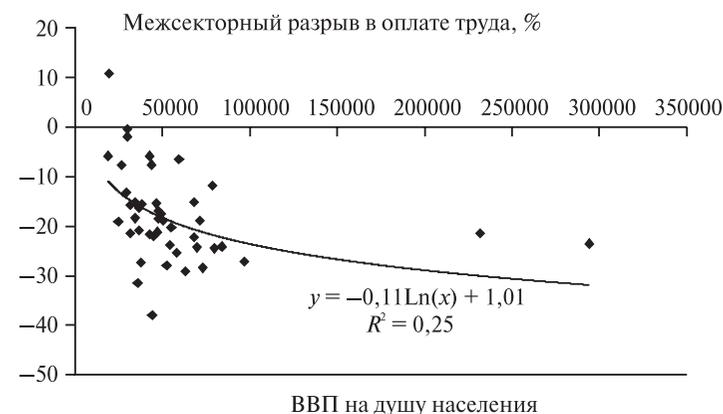


Рис. 4. Межсекторный разрыв в оплате труда и ВРП на душу населения

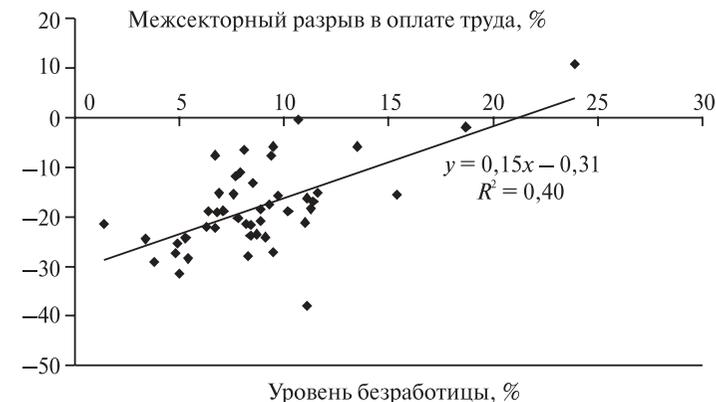


Рис. 5. Межсекторный разрыв в оплате труда и уровень безработицы в регионе

На рис. 4 мы исключили из анализа два региона, в которых ВРП на душу населения более чем в два раза превышает среднероссийский

уровень, — Москву и Тюменскую область. Точки, соответствующие этим регионам, являются очевидными «аутсайдерами» и лежат далеко в стороне от линии регрессии, аппроксимирующей основное множество точек-регионов. Оба эти региона представляют собой очевидные исключения: один как столица страны, другой как столица нефтедобычи. Их особые функции дают дополнительные бюджетные возможности для компенсации бюджетников. Однако и в этих — явно нетипичных случаях — значения разрыва остаются значительными и на уровне не ниже среднего по стране.

На рис. 4 отчетливо видно, что в наиболее бедных регионах бюджетники получают заработную плату, которая сопоставима с заработками аналогичных небюджетников. Разрыв в оплате труда растет по мере увеличения ВРП на душу населения. Так, 10%-е увеличение душевого ВРП ведет к увеличению «премии» небюджетников на 1,1 п.п. Эти результаты хорошо иллюстрируют тот факт, что существующая система оплаты труда бюджетников ориентирована на возможности самых слабых в финансовом отношении регионов и наказывает тех, кто живет на более зажиточных территориях.

Еще более сильная положительная зависимость прослеживается между величиной межсекторного разрыва и региональным уровнем безработицы. Бюджетники в регионах с низкой безработицей сильнее оштрафованы (относительно небюджетников) по сравнению с бюджетниками, проживающими в регионах с высокой безработицей. Как следует из рис. 5, прирост безработицы в регионе на 1 п.п. увеличивает разрыв на 1,5 п.п. Напряженная ситуация на региональном рынке труда (т.е. высокая безработица) сдерживает рост зарплат в рыночном секторе, сближая их с оплатой труда в бюджетном секторе, централизованно установленной государством.

Теперь, допустим, заработная плата бюджетников повышена во всех регионах на одинаковую величину, равную a рублей. Из нижней панели рис. 3 и формулы расчета разрыва следует, что линия разрыва сдвинется параллельно вверх на величину a/Wc . Итоговое значение среднего разрыва по регионам будет зависеть от величины a : чем она больше, тем сильнее будет сдвиг. В результате, в одних регионах негативный разрыв может сократиться, а в других — стать положительным, т.е. превратиться из штрафа в премию. Однако в любом случае разрыв (положительный или отрицательный) как отклонение от принципа превалирующей зарплаты сохранится в большинстве регионов. Если мы ликвидируем отрицательный разрыв для бюджетников в наиболее богатых регионах (приравняв зарплату последних к зарплате небюджетни-

ков), то существующий ныне максимальный разрыв сохранит свою величину, но поменяет знак и переместится в самые бедные регионы.

Чем выше будет положительное значение разрыва, тем сильнее он будет подавлять занятость, увеличивая трудовые издержки, и стимулировать безработицу, поднимая резервированную заработную плату. Понятно, что с этим эффектом столкнутся в первую очередь беднейшие регионы, имеющие и так самый низкий уровень занятости и самую высокую безработицу. Данный анализ пока игнорирует то обстоятельство, что повышение зарплаты бюджетников не нейтрально по отношению к небюджетному сектору, который также отреагирует некоторым повышением. В этом смысле сдвиг вверх зарплаты бюджетников будет равносильным повышению минимальной зарплаты для всех секторов.

Пример Италии хорошо иллюстрирует то, как складывается межрегиональная дифференциация разрыва при централизованном установлении зарплаты государственных служащих (включая работников образования и здравоохранения) в экономически неоднородных регионах. Хотя зарплата этой категории в Италии определяется посредством переговоров, ставки оплаты не дифференцированы по регионам и не учитывают условий, складывающихся на местных рынках труда. В итоге, максимальный положительный разрыв наблюдается в относительно бедных регионах Юга, а наименьший — на более благополучном Севере. Этот разрыв не только служит механизмом перераспределения с богатого Севера на отсталый Юг, но и подавляет частный сектор в южных провинциях, дестимулируя создание рабочих мест и вытесняя их в неформальный сектор⁴⁷. Мы можем лишь согласиться со следующим политическим выводом: «Эта система (определения уровня заработной платы. — Прим. авт.) выиграла бы от большей децентрализации, при которой учитывались бы условия на местных рынках труда. Нет необходимости полностью отказываться от общенациональных соглашений, но они должны (по крайней мере) играть меньшую роль в определении повышения зарплаты: в идеале они могли бы служить отправной точкой для дальнейших (гибких) переговоров на местном уровне»⁴⁸. По-видимому, этот тезис полностью применим и к России.

⁴⁷ Alesina A., Danninger S., Rostagno M. Redistribution Through Public Employment: The Case of Italy // NBER Working Paper No.7387, October 1999; Dell’Arling C., Lucifora C., Origo F. Public Sector Pay and Regional Competitiveness: A First Look at Regional Public-Private Wage Differentials in Italy. IZA DP No.1828, October 2005.

⁴⁸ Dell’Arling C., Lucifora C., Origo F. Op. cit. P. 38.

Заключение

Начиная эту работу, мы проанализировали большой массив исследований, посвященных оценке межсекторного разрыва в оплате труда в разных странах. Практически все авторы отмечают наличие в общественном мнении, среди профсоюзных активистов и части политиков в анализируемых странах глубокой убежденности в том, что труд работников государственного сектора сильно недоплачен по сравнению с частным сектором. Такое мнение базируется на грубом сопоставлении усредненных цифр. С фактом недоплаты зачастую связывается низкое качество предоставляемых общественных благ, негативная селекция в этот сектор, недостаточная мотивация работников и риск коррупции. В то же время скрупулезный эмпирический анализ с использованием больших массивов статистических данных и применением соответствующей эконометрической техники приводит исследователей к обратному выводу: к выводу о том, что эта группа работников не только не «оштрафована» за свой выбор сектора занятости, а, наоборот, значимо премирована. С учетом возможных неденежных благ, связанных с работой на государство или «рядом с государством», рента-премия оказывается еще больше. Этот вывод почти универсален для абсолютного большинства как развитых, так и развивающихся стран. Это происходит потому, что оплата труда государственных служащих так или иначе привязана к уровню оплаты сопоставимых работников частного сектора. Многие проблемы на рынке труда здесь возникают не потому, что госсектор незаслуженно штрафует своих работников, а потому, что он их премирует по отношению к рыночной цене труда. Чем беднее и слабее государство, тем больше относительная премия и тем сильнее негативные побочные эффекты для рынка труда. Следствием этого является сокращение общей занятости и рост безработицы в стране.

Россия в этом смысле почти исключение: расчеты подтверждают факт недоплаты работникам бюджетного сектора. Одна из причин этого заключается в специфическом институциональном устройстве механизма формирования зарплаты, который не настраивает уровень зарплаты бюджетников на уровень сопоставимых зарплат частного сектора. Зарплата бюджетников определяется в ходе политико-бюрократического торга на федеральном уровне и учитывает бюджетные ограничения беднейших регионов и численность занятых в соответствующих отраслях. Такой механизм устойчиво и безжалостно штрафует

большинство работников бюджетного сектора. Как мы постарались показать, величина этого штрафа сильно варьирует между группами и регионами. Премированные и оштрафованные у нас зачастую работают рядом: в одном городе, в одной и той же школе или больнице.

Если межстрановой анализ показывает рост относительной премии в более бедных странах, в России относительный штраф увеличивается по мере роста благосостояния региона. Социально-экономические последствия разрыва в России не сводятся лишь к снижению благосостояния бюджетников и их семей, демотивации работников и стимулированию негативного отбора и коррупции. Бюджетный сектор как работодатель-монопсонист во многих регионах влияет на альтернативную зарплату, сдерживая ее рост. Тем самым он выступает своеобразным ограничителем общего роста заработной платы в беднейших регионах.

Полученные нами результаты позволяют сформулировать несколько принципиальных следствий для политики на рынке труда. Во-первых, централизованное, разовое и «одно для всех» групп и регионов повышение оплаты труда бюджетников не решает и не может решить проблему разрыва. Оно лишь смещает и перераспределяет его между группами. Во-вторых, основная проблема разрыва — это проблема институционального механизма, устанавливающего заработную плату бюджетников применительно к бюджетным ограничениям самых бедных регионов и вне связи с реалиями региональных/местных рынков труда. Ее решение требует глубоких институциональных реформ и не сводится к дележу дополнительных нефтяных доходов в пользу бюджетников. В-третьих, проблема оплаты тесно связана с проблемой занятости. Более жесткая и децентрализованная привязка заработной платы бюджетников к уровню оплаты небюджетников (т.е. создание институциональных условий для ликвидации разрыва) потребует более гибкой занятости. Это, в свою очередь, предполагает известную либерализацию законодательства, защищающего занятость.

Авторы отдают себе отчет в том, что данная работа представляет собой лишь первый и очень скромный шаг в исследовании межсекторного разрыва заработной платы в России и факторов, его порождающих. Многие вопросы в этой области пока остаются абсолютно неисследованными. Назовем лишь некоторые. Как складывается величина полной компенсации за труд в бюджетном секторе с учетом как денежных, так и неденежных составляющих? Влияют ли вторичные заработки и связанные с работой неденежные социальные блага на ито-

Содержание

говую межсекторную и внутрисекторную дифференциацию? Каковы структура и факторы неравенства в этих секторах? Влияют ли ненаблюдаемые характеристики работников и рабочих мест на величину разрыва? Есть ли эффект от повышения МРОТа и ставок ЕТС на величину разрыва и, если есть, то каков он? Каковы механизмы и темпы адаптации зарплаты бюджетников к шокам, экзогенным для этого сектора? Поиск ответов на них предполагает и привлечение соответствующей теории, и расширение базы используемых данных, и обращение к дополнительной эконометрической технике. Анализ этих проблем мы намерены посвятить следующую статью.

1. Динамика относительной заработной платы в отраслях бюджетного сектора	6
2. Формирование заработной платы бюджетников в России: институциональные механизмы	10
3. Статистические данные, рабочие определения и методы	16
4. Дескриптивная статистика межсекторных различий в занятости и оплате	19
5. Простая МНК-регрессия	25
6. Регрессия «с переключением»	30
7. Сравнение заработных плат с помощью подбора контрольной группы (PSM)	39
8. Региональная дифференциация разрыва в заработной плате	44
Заключение	48

Препринт WP3/2006/05
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Редактор серии *В.Е. Гимпельсон*

В.Е. Гимпельсон, А.Л. Лукьянова

**«О бедном бюджетнике замолвите слово...»:
межсекторные различия в заработной плате**

Публикуется в авторской редакции

Зав. редакцией *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Н.Е. Пузанова*

ЛР № 020832 от 15 октября 1993 г. продлена до 14 октября 2003 г.
Формат 60×84 ¹/₁₆. Бумага офсетная. Печать трафаретная.
Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 3,2. Усл. печ. л. 3,02. Заказ № . Изд. № 610

ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Тел.: (095) 134-16-41; 134-08-77
Факс: (095) 134-08-31
Типография ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3