

ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба?

Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л.

Используя данные РМЭЗ за 2000–2004 гг., авторы оценивают вероятность получения работы в бюджетном секторе для разных социально-демографических и профессиональных групп. Затем они рассчитывают разрыв в зарплате между бюджетниками и небюджетниками, применяя при этом различные эконометрические техники, корректирующие эндогенность (регрессию с переключением и модели с фиксированными эффектами). Показано, что шансы быть бюджетниками, при прочих равных, выше у жителей небольших населенных пунктов и относительно менее развитых регионов. Величина разрыва значимо варьирует между группами и имеет тенденцию к сокращению при более полном учете индивидуальных характеристик. Декомпозиция межсекторных различий свидетельствует о том, что централизованное бюрократическое определение заработной платы бюджетников занижает их оплату, тогда как действие рыночных сил пытается частично скомпенсировать складывающийся разрыв.

Введение

Тема заниженной оплаты труда бюджетников в последнее время заняла особое место в дискуссиях об экономической и социальной политике в России. И хотя повышенное внимание власти к этой проблеме во многом продиктовано текущей политико-экономической конъюнктурой, сопутствующей завершению второго президентского срока В.В. Путина, для серьезной озабоченности существуют и объективные причины. Наши бюджетники действительно получают значительно меньше, чем сопоставимые работники коммерческого сектора. Институциональный механизм формирования зарплаты бюджетников настроен таким образом, что зарплата бюджетников «оторвана» от зарплаты сопоставимых небюджетников [1]. Другими словами, *принцип превалирующей зарплаты*, т.е. равной оплаты за равный труд, основополагающий для определения вознаграждения за труд работников государственного сектора в других странах, в России на институциональном уровне фактически проигнорирован. Иное дело, что работники свободны в

Гимпельсон В.Е. – к.э.н., директор Центра трудовых исследований ГУ ВШЭ.

Лукьянова А.Л. – к.э.н., старший научный сотрудник Центра трудовых исследований ГУ ВШЭ.

Статья поступила в Редакцию в августе 2006 г.

выборе сектора занятости, который подразумевает и одновременный выбор уровня заработной платы. Если работник чувствует, что ему недоплачивают, то он вправе сменить работу; если же он этого не делает, то для того должны быть рациональные причины. Либо зарплата, которая кажется заниженной, чем-то компенсируется, либо существуют серьезные ограничения на межсекторные перемещения.

В нашей предыдущей работе [1], следуя за основным потоком зарубежных исследований, посвященных оценке межсекторных различий в зарплате, мы использовали два альтернативных эконометрических подхода (регрессию с переключением режимов и метод подбора контрольной группы). Оба метода позволяют учесть селективность при выборе сектора занятости. Опираясь на микроданные НОБУС, мы получили оценки межсекторного разрыва для отдельных социально-демографических групп и 46 регионов Российской Федерации¹⁾. Полученные оценки свидетельствуют о том, что величина разрыва в среднем значительна, но сильно варьирует по группам работников и регионам. Разрыв минимален в экономически наиболее отсталых регионах и возрастает по мере продвижения к наиболее развитым.

Представленные в той работе эконометрические результаты были связаны, однако, с серьезными допущениями и ограничениями. Во-первых, рассчитанные оценки зарплаты учитывали только денежную часть полного вознаграждения, тем самым потенциально искажая фактические соотношения, которые складываются с учетом возможных неденежных составляющих оплаты (включающих также различные льготы или натуральные выплаты). Доля таких составляющих в полном вознаграждении может заметно различаться между секторами. Во-вторых, они не учитывали влияние условий труда и занятости, о необходимости учета которых нам напоминает теория компенсирующих различий [19]. Например, более высокий уровень вознаграждения в коммерческом секторе может, при прочих равных, включать компенсацию за более тяжелые условия труда, напряженный ритм работы, риск потери занятости и т.п. В-третьих, существуют ненаблюдаемые индивидуальные характеристики, которые также могут оказывать значимое влияние на складывающийся в итоге уровень зарплаты. Отметим для примера лишь склонность к риску или семейные традиции, влияющие на престиж профессии. Игнорирование влияния ненаблюдаемых различий чревато смещением оценок, но учет индивидуальных эффектов возможен лишь при наличии панельных данных.

Перечисленные выше допущения носили во многом вынужденный характер и были обусловлены структурой микроданных НОБУС. Эта база данных наряду с такими очевидными достоинствами, как значительный размер выборки, представительность для половины регионов страны, стандартное определение статуса занятости, имеет и известные недостатки. НОБУС не является обследованием панельного типа и содержит ограниченный набор переменных, характеризующих положение индивида на рынке труда. Для преодоления же названных выше ограничений и допущений нужны панельные обследования, которые, во-первых, «отслеживают» каждого респондента во времени (и чем дольше, тем лучше!). Во-вторых, необходимы дополнительные наблюдаемые переменные, позволяющие измерить неденежную составляющую полной компенсации. Данные РМЭЗ, допол-

¹⁾ НОБУС – Национальное обследование благосостояния домохозяйств и участия в социальных программах, проведенное Росстатом при поддержке Всемирного банка в апреле–мае 2003 г. Подробнее см. [4].

ненные информацией об отраслевой принадлежности индивидов, дают возможность в целом решить эти проблемы.

Цель данной работы – оценить различия в заработной плате между бюджетниками и небюджетниками, сложившиеся в России в 2000–2004 гг., как с учетом денежного и неденежного вознаграждения за труд, так и с учетом влияния ненаблюдаемых индивидуальных характеристик. Естественно, что такие оценки должны включать коррекцию на неслучайность выбора сектора занятости.

Природу и особенности воспроизводства межсекторного разрыва невозможно понять без анализа институциональной специфики формирования заработной платы. Институциональный механизм оплаты российских бюджетников был подробно описан нами ранее [1]. В этой статье мы сосредоточимся лишь на расчете и интерпретации эмпирических оценок разрыва, дополняющих и уточняющих уже имеющиеся.

Данная работа состоит из введения, 7 разделов и заключения. В первом разделе мы вкратце остановимся на общих особенностях формирования зарплаты в государственном секторе. Во втором опишем эмпирические данные и определения, на которые опираемся. Третий раздел представляет дескриптивное описание данных. В четвертом мы приводим результаты оценивания разрыва на данных объединенного массива за 2000–2003 гг., не учитывающие специфику выбора сектора. В пятом обсуждаются регрессионные оценки с соответствующей коррекцией на эндогенность. Шестой раздел обсуждает интенсивность межсекторной мобильности и экономические выгоды, с ней связанные. Наконец, в седьмом разделе мы приводим результаты декомпозиции межсекторного разрыва по методологии Оаксаки – Блайндера (*Oaxaca – Blinder*), которая позволяет отделить влияние состава (характеристик) занятых от влияния экономических выгод, «отдачи», от этих характеристик. В заключении подводятся основные итоги и намечены направления дальнейших исследований.

1. Заработная плата в государственном (бюджетном) секторе

В большинстве стран государственные служащие, включая работников, аналогичных нашим бюджетникам, получают заметную денежную и «натуральную» ренту («премию») по сравнению с работниками коммерческого сектора. Об этом свидетельствуют многочисленные эмпирические исследования²⁾. Как пишут Грегори и Борланд, «работники общественного сектора обычно имеют в среднем более высокие зарплаты, 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» [12, р. 3620]. Политическая значимость этого сектора и сильное влияние в нем профсоюзов обеспечивают дополнительные рычаги давления на правительство и региональные власти, повышая шансы на получение такой ренты. Натуральная компонента премии может включать в себя повышенный уровень соци-

²⁾ См., например: [7, 10, 16]. Здесь можно также сослаться на работы, анализирующие межсекторный разрыв в таких странах, как США, Германия, Италия, Нидерланды, Канада, Греция, Испания, Кипр, Польша, Болгария, Турция, страны Латинской Америки и др.

альных гарантий, более «дружелюбные» условия труда и дополнительную защиту от рисков, связанных с рынком труда.

Практическая возможность извлечения ренты следует из действующего в этих странах институционального механизма определения заработной платы для работников этого сектора. Принцип превалирующей зарплаты ставит уровень оплаты труда в общественном секторе в зависимость от оплаты труда сопоставимых работников в альтернативном секторе. Этот механизм может быть централизованным (как в Скандинавских странах или континентальной Европе) и базироваться на общенациональных тарифных соглашениях или децентрализованным (как в странах англосаксонской традиции), когда приоритет принадлежит локальным решениям. Централизация более эффективно сдерживает рост фонда зарплаты при поддержании более высокой занятости, а децентрализованные системы допускают более быстрый рост зарплат при более жестком ограничении занятости [10]. По мнению большинства исследователей, основной вектор реформирования этой сферы направлен в сторону большей децентрализации.

В России (как, впрочем, и в других странах СНГ) действует во многом иной механизм определения зарплаты бюджетников, который *ex ante* не учитывает фактический уровень относительных цен на рынке труда. Базовая (тарифная) часть оплаты определяется централизованно в ходе политико-бюрократических процедур (влияющих на МРОТ и ЕТС), а дальнейшая подстройка на местах носит уже полуспонтанный характер. Ее глубина зависит от имеющихся локальных возможностей и стимулов, которые сильно варьируют в такой огромной и неоднородной стране. Но если бы различные адаптационные механизмы, отражающие децентрализованное действие рыночных сил, не отклоняли бы фактический уровень зарплаты большинства бюджетников вверх по отношению к номинально установленному, итоговый разрыв был бы значительно больше. Неудивительно, что в странах СНГ разрыв значителен по величине и складывается не в пользу бюджетников. Согласно нашей предыдущей работе [1], в отдельных группах в 2003 г. он доходил до 30% (при условии учета основных индивидуальных характеристик работников)³⁾.

Надо отметить, что занижение зарплаты бюджетников по отношению к зарплате сопоставимых (по производительности) работников коммерческого сектора вызывает ряд негативных эффектов. Во-первых, относительная недоплата поощряет негативный отбор в бюджетный сектор. Во-вторых, бюджетный сектор как крупный работодатель посылает соответствующие сигналы обратной связи коммерческому сектору, стимулируя его к сдерживанию роста зарплат. Результатом этого может быть «обмен» заниженной заработной платы в экономике на повышенную занятость. Этот эффект проявляется прежде всего в регионах, сочетающих значительную долю бюджетников и слабый частный сектор.

Влияние разрыва на рынок труда зависит также от складывающихся внутрисекторных соотношений в зарплате. Если нижняя граница зарплаты в бюджетном секторе лежит ниже, чем в коммерческом, то он (бюджетный сектор) столкнется с проблемой заполнения вакансий в нижней части распределения. В противном случае проблемы рекрутирования возникают в коммерческом секторе. Если при этом высокооплачиваемые работники коммерческого сектора получают

³⁾ Близкие оценки были получены в работе Городниченко и Сабирьяновой-Питер [11] для Украины.

заметно больше, чем высокооплачиваемые бюджетники, то проблема заполнения соответствующих вакансий возникает у бюджетного сектора. Если существенные барьеры для межсекторной мобильности отсутствуют, а заработная плата формируется под действием рыночных сил, то эти перекосы исправляются. Проблема же в том, что в бюджетном секторе действие рыночных механизмов ограничено и проявляется со значительным лагом; при этом в небюджетном секторе могут существовать специфические барьеры на вход из бюджетного. В этом случае велика вероятность того, что эти диспропорции укоренятся и станут устойчивыми.

2. Данные и определения

Предлагаемое исследование базируется на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ)⁴. Их панельная структура позволяет анализировать как вариацию между индивидами в обследуемый момент времени, так и изменения во времени по каждому индивиду.

В регрессиях мы используем данные за 2000–2003 гг., что связано с тремя основными обстоятельствами. Во-первых, это период экономического роста, в течение которого рынок труда не испытывал негативных шоков, вызывающих обвальное падение реальной заработной платы. Подобные макрошоки могут вызвать значительные, но краткосрочные отклонения относительных зарплат от сложившегося равновесного уровня. Во-вторых, в эти годы величина МРОТ неоднократно пересматривалась в сторону повышения, сдвигая вверх всю сетку оплаты труда бюджетников. Оценка эффекта таких пересмотров представляет значительный политико-экономический интерес. И, наконец, в-третьих, в этот период обследования проводились ежегодно.

Данные за 2004 г. используются нами лишь для простых годовых сопоставлений. Такая «дискриминация» этого раунда связана с тем, что в нем использовалась иная технология фиксирования отраслевой принадлежности и иной отраслевой классификатор. Это увеличивает риск ошибки при интертемпоральных сопоставлениях индивидов.

Наша выборка ограничена индивидуумами в возрасте 15–72 лет, занятыми по найму на предприятиях и в организациях. Если респондент отмечал, что работает в области образования, здравоохранения либо государственного управления, и при этом указывал, что единственным собственником организации, где он работает, является государство, то мы его относили к «бюджетникам». Это и является нашим рабочим операциональным определением, которое используется в эконометрических расчетах. В отредактированной вышеописанным способом выборке в 2000–2003 гг. в среднем в год бюджетниками являлись 25,3% всех занятых по найму. Все остальные работающие считаются занятыми в коммерческом секторе⁵.

Таким образом, всего в выборку для расчетов включено 17011 наблюдений за 2000–2003 гг. (3758 – 2000 г., 4263 – 2001 г., 4518 – 2002 г., 4472 – 2003 г.). Выборка для 2004 г. составила 4525 наблюдений.

⁴ РМЭЗ проводится, начиная с 1992 г., международным Консорциумом в составе: Университет Северной Каролины (University of North Carolina at Chapel Hill), ЗАО «Демоскоп», Институт социологии РАН, Институт питания РАМН.

⁵ Это очень близко к данным ОНПЗ за 2003 г.: на выбранные виды деятельности приходилось чуть более 25% от всех занятых по найму [3, с. 119].

Зависимой переменной в наших расчетах является величина денежной заработной платы, полученной респондентом за последний месяц. В эконометрические уравнения она входит в виде натурального логарифма, как это принято в экономике труда. Для динамических сопоставлений мы дефлируем номинальную заработную плату на месячные региональные индексы потребительских цен, чтобы учесть величину и темпы инфляции, специфические для регионов, включенных в выборку РМЭЗ.

При оценке регрессионных уравнений для учета полной оплаты мы контролируем наличие основных неденежных социальных благ, связанных с рабочим местом, и наличие у работника вторичных заработков. Мы также контролируем все основные индивидуальные характеристики (пол, возраст, специальный стаж, образование, семейное положение, профессионально-квалификационную группу), характеристики регионов и рабочих мест (тип населенного пункта, размер предприятия, продолжительность рабочего времени, характеристики условий труда). Поскольку данные РМЭЗ не представительны для отдельных регионов, мы агрегируем их в федеральные округа.

Субъективные индивидуальные характеристики, которые содержатся в анкете РМЭЗ, также используются в данной работе. Среди них: отдельные аспекты удовлетворенности жизнью и работой, страх потери работы, желание сменить работу и самооценка трудностей, связанных с трудовой мобильностью. Они дополняют наши представления о характере межсекторной дифференциации работников.

3. Дескриптивная статистика межсекторных различий в занятости и оплате труда

Опираясь на микроданные РМЭЗ за 2000–2004 гг., рассмотрим сначала то, насколько различаются бюджетный и небюджетный сектора по своему социально-демографическому и профессиональному составу. Затем проанализируем «в первом приближении» межсекторные различия для отдельных групп не только в заработной плате, но и в неденежных аспектах компенсации и, наконец, в субъективных оценках работы. Для удобства сравнений мы будем пользоваться усредненными оценками за 2000–2003 гг.

Состав занятых: межсекторные различия. Таблица 1 (см. Приложение) дает представление о том, насколько рассматриваемые сектора различаются по своему составу. Во-первых, в бюджетном секторе преобладают женщины, имеющие высшее (или среднее специальное) образование и принадлежащие к профессиональной группе специалистов. Например, среди бюджетников женщины составляют почти 76% (против 46% среди небюджетников), с высшим образованием – 40% (против 18%), специалисты с высшим и средним уровнем квалификации – 41% и 25% соответственно (против 10% и 13%, соответственно). Наоборот, рабочие профессии сконцентрированы во внебюджетных отраслях. Во-вторых, бюджетников относительно больше в малых населенных пунктах. В-третьих, средний стаж работы в данной организации у бюджетников составляет 8,5 лет по сравнению с 7,4 года у небюджетников. Доля работников со стажем до 1 года (показывает величину притока в сектор в течение года) равна 11,4% по сравнению с 20% у небюджетников. Высокая доля работников с большим специальным стажем работы яв-

ляется свидетельством низкой меж- и внутрисекторной мобильности⁶⁾. В-четвертых, хотя по возрасту бюджетники и небюджетники слабо отличаются друг от друга, среди первых заметно чаще встречаются пенсионеры (16,5% против 10,8%). Это связано с преобладанием женщин, у которых пенсионный возраст начинается на 5 лет раньше, чем у мужчин. В-пятых, продолжительность рабочей недели в бюджетном секторе короче в среднем на 5 часов (из-за сокращенной рабочей недели у учителей и врачей).

Влияние отдельных индивидуальных переменных на вероятность выбора бюджетного сектора можно проиллюстрировать с помощью простой пробит-регрессии. В табл. 2 Приложения представлены значения предельных эффектов и оценки значимости из соответствующего уравнения, в котором зависимая переменная равна единице, если индивид работает в бюджетном секторе, и равна нулю в противном случае. Возраст, квадрат возраста, пол, семейное положение, образование, тип населенного пункта, регион и год обследования включены как независимые и экзогенные переменные.

Из таблицы следует, что для мужчин вероятность занятости в бюджетном секторе на 19% ниже, чем для женщин. Шансы быть «бюджетником» связаны с возрастом нелинейно: вначале они сокращаются, а затем, начиная примерно с 45 лет, опять начинают возрастать. Наличие высшего образования повышает вероятность работы в бюджетном секторе на 25% по сравнению с теми, у кого нет никакого образования и при условии, что все прочие характеристики одинаковы. Отмечавшийся выше перекося в бюджетной занятости в пользу сельских населенных пунктов также хорошо виден. Жители сел и поселков городского типа заняты в бюджетных организациях на 12% чаще, чем жители Москвы и Санкт-Петербурга, а жители Южного ФО примерно на 10% с большей вероятностью, чем жители Центрального ФО. Эффект года статистически незначим.

Различия в структуре занятости должны оказывать неоднозначное влияние на итоговые различия в средней заработной плате. Более высокий уровень образования и длительный стаж работы, при прочих равных, увеличивают относительную заработную плату. В то же время более короткая продолжительность рабочего времени, непропорционально высокие доли женщин и сельских жителей, занятых в этом секторе, могут иметь негативный эффект.

Каков разрыв в денежной зарплате: предварительные оценки. Все оценки разрыва, полученные с помощью разных методов и спецификаций, для удобства обсуждения собраны в одной таблице (см. табл. 3 Приложения). Во втором столбце мы приводим «грубые», усредненные, оценки межсекторного разрыва, рассчитанные для отдельных социальных и демографических групп в период с 2000 по 2004 г.⁷⁾ Во всех рассматриваемых группах зарплата бюджетников меньше, чем альтернативная зарплата. Хотя, по данным РМЭЗ, «грубый» разрыв оказывается

⁶⁾ Обратим внимание на то, что на протяжении 2000-2004 гг. стабильность занятости (измеренная специальным стажем) в бюджетном секторе росла, тогда как в небюджетном снижалась.

⁷⁾ Для исключения годовых эффектов при расчете усредненных оценок использовалась следующая процедура. Сначала мы оценили уравнения заработной платы с годовыми дамми в качестве контрольных переменных для каждого из секторов, а затем рассчитали предсказанные значения зарплат (за вычетом годовых эффектов). Далее расчеты разрывов велись по полученным предсказанным значениям.

примерно вдвое больше, чем по данным НОБУС, знаки и основные межгрупповые соотношения в целом совпадают [1]. Отметим, что рост реальной зарплаты в бюджетном секторе (согласно данным РМЭЗ) за рассматриваемый период составил 77% против 73% в небюджетном. За 2000–2003 гг. этот рост в секторах был одинаков (около 60%), а опережение бюджетников появилось лишь в 2004 г. Напомним, что в 2000–2003 гг. МРОТ вырос с 83,5 руб. до 600 руб., а в 2004 г. не рассматривался.

В среднем по выборке РМЭЗ, «грубый» разрыв составил 40% в пользу небюджетников. В 2002 г. он был несколько меньше, чем в предыдущие годы (34% против 39–41%), но затем вернулся к исходному уровню. За анализируемый период разрыв практически не изменился, несмотря на ежегодные повышения МРОТа, являющегося номинальным «якорем» для шкалы оплаты бюджетников.

Разрыв для мужчин и женщин в отдельности (29 и 32% соответственно) несколько меньше, чем разрыв для всей выборки. Это связано с существованием профессиональной сегментации, которая не является гендерно нейтральной. Среди бюджетников доминируют женщины, а потому гендерный разрыв в заработной плате накладывается на межсекторный разрыв, заметно увеличивая последний. Если мы рассматриваем разрыв дифференцированно для мужчин и женщин, то он в обоих случаях оказывается заметно меньше, чем при «смещении полов».

С возрастом межсекторный разрыв имеет тенденцию к сокращению. Например, в младшей возрастной группе он доходил до 50% и сокращался до трети в старшей. Отчасти это объясняется тем, что в бюджетном секторе зарплата сильно зависит от стажа, который набирается с возрастом. В небюджетном секторе эта связь значительно слабее.

Влияние уровня образования на величину разрыва относительно невелико: разрыв сокращается с 50–60% для лиц без полного среднего образования до 40–50% у лиц с высшим образованием. Тип и размер населенного пункта положительно влияет на величину разрыва: чем выше концентрация населения, тем значительнее разрыв. Более конкурентная экономическая среда крупных городов повышает уровень оплаты труда вне бюджетного сектора. Оказывает влияние и региональная принадлежность: разрыв максимален в ЦФО и СЗФО, т.е. в регионах с наиболее диверсифицированным и развитым частным сектором. «Штраф» сокращается по мере территориального удаления от обеих столиц, сопровождающегося ослаблением частного сектора и увеличением доли бюджетного.

Распределение работников по заработной плате можно наглядно представить с помощью графика ядерных оценок плотности распределения (kernel density distribution), представляющей собой своего рода непрерывную гистограмму⁸⁾.

8) Непараметрические оценки плотности распределения с помощью ядерных функций (kernel density estimates) рассчитываются следующим образом:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{h} K\left(\frac{x - X_i}{h}\right),$$

где N — размер выборки; h — ширина диапазона; K — ядерная функция (в нашем случае используется функция Епанечникова); X_i — выборка наблюдений одномерной непрерывной случайной величины. Более подробно см. [14, р. 374].

На рис. 1 представлены соответствующие распределения отдельно для мужчин и женщин в бюджетном и небюджетном секторах. Хорошо видно, что межсекторный разрыв накладывается на гендерный, увеличивая итоговую дифференциацию. Средняя зарплата бюджетников-мужчин примерно равна средней для женщин из небюджетного сектора, хотя в первом случае распределение является более спрессованным по отношению к средней, чем во втором. Основной же разрыв складывается между женщинами из бюджетного сектора и мужчинами-небюджетниками. Распределения, соответствующие этим группам, сильно смещены в противоположные стороны по отношению к значению средней зарплаты. Естественно предположить, что в итоге бюджетники должны стремиться к переходу на соответствующие рабочие места в альтернативном секторе экономики, для которых значения заработной платы расположены на горизонтальной оси значительно правее.

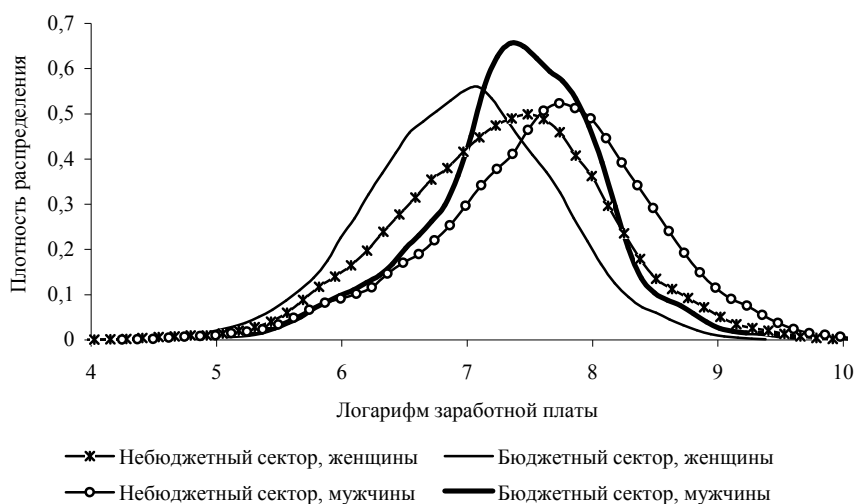


Рис. 1. Распределение заработных плат мужчин и женщин по секторам

Различия в неденежной компенсации. «Незарплатные» составляющие полной компенсации свидетельствуют о том, что здесь бюджетный сектор дает своим работникам заметные преимущества.

Во-первых, занятость в небюджетном секторе (по сравнению с бюджетным) в значительно большей мере связана с выполнением тяжелой физической работы. Доля бюджетников, занятых такой работой, составляет 11–13%, тогда как среди небюджетников таковых насчитывается примерно треть (см. Приложение, табл. 1). Бюджетники (отметившие тяжелую физическую работу) тратят на нее примерно треть своего рабочего времени; у небюджетников этот показатель доходит до половины.

Во-вторых, оплата очередных отпусков, больничных листов и отпуска по беременности, родам и уходу за ребенком отмечается практически всеми бюджетниками. В небюджетном секторе эти стандартные блага не являются всеобщими (см. Приложение, табл. 4). Здесь их отметили 87%, 85% и 74% соответственно. В по-

следнем случае (оплата отпусков по беременности, родам и уходу за ребенком) межсекторный разрыв достигает 20 п.п. Учитывая преимущественно женский состав бюджетных организаций, это благо здесь особенно ценно. Бесплатное лечение в ведомственных медучреждениях отмечают 42% бюджетников против 37% небюджетников, оплату путевок в санатории – 51% бюджетников против 40%, обучение за счет работодателя – 30% против 23%.

В нескольких случаях, наоборот, небюджетный сектор дает значимые преимущества своим работникам. Прежде всего, это касается предоставления ссуд или кредитов (19% против 10% у бюджетников). Хотя и в меньшей степени, но это верно и в случае бесплатного или льготного питания (его имеют 16% небюджетников против 13% у бюджетников).

Межсекторное сравнение субъективных оценок. Сравнительные итоговые преимущества могут отражаться в таких субъективных оценках, как показатели удовлетворенности жизнью и работой или показатели желания сменить работу (некоторые из них существуют лишь для 2002–2003 гг.; см. Приложение, табл. 5).

Традиционно считается, что принадлежность к государственному (бюджетному) сектору отчасти мотивируется отсутствием склонности к риску на рынке труда. Это означает, что выбор сектора коррелирует с показателями, характеризующими страх потери работы и неуверенность в нахождении новой работы⁹⁾. Действительно, распределение респондентов из небюджетного сектора по ответу на вопрос «Насколько вас беспокоит то, что вы можете потерять работу?» в большей степени смещено в сторону максимального уровня беспокойства, хотя здесь межсекторные различия далеки от драматических. Например, вероятность потери работы беспокоит 49% всех бюджетников и свыше 55% небюджетников. Наоборот, это не беспокоит 40% бюджетников против 34% небюджетников. Бюджетники также в большей мере уверены в том, что в случае необходимости найдут работу не хуже имеющейся, однако в этом случае межсекторный разрыв еще меньше. Последнее может объясняться и тем, что низкооплачиваемую работу всегда найти легче, чем высокооплачиваемую.

Желание сменить место работы может интерпретироваться как косвенная характеристика удовлетворенности имеющейся работой. Доля таких желающих доходит до двух третей в обоих секторах, а различия между ними составляют всего 1 п.п.

В вопросниках обследований 2002–2003 гг. задавались и прямые вопросы об удовлетворенности работой и ее отдельными аспектами. Из табл. 5 Приложения видно, что удовлетворенность работой в целом, удовлетворенность условиями труда и возможностями профессионального роста выше в бюджетном секторе, хотя удовлетворенность заработной платой здесь ниже, чем в небюджетном.

Итак, сравнение денежных и субъективных оценок работников бюджетного и небюджетного секторов не свидетельствует о том, что знак и величина разрыва между ними столь однозначны. Хотя по большинству переменных явное преимущество у небюджетного сектора, по некоторым – наоборот. Это подтверждает интуитивно ожидаемый вывод о том, что каждый из секторов может иметь свои сравнительные преимущества в компенсации, которые трудно подытожить с

⁹⁾ Кстати, сам страх потери работы может выступать значимым фактором сдерживания заработной платы (см. [2]).

помощью простых парных сравнений. Поэтому далее мы приступаем к многомерному анализу, позволяющему «очистить» межсекторные различия от влияния структуры занятости.

4. Объединенная (pooled) МНК-регрессия

Нашим первым упражнением в многомерном анализе будет оценивание МНК-регрессии на объединенном массиве. Соответствующее минцеровское уравнение заработной платы для оценки межсекторного разрыва имеет вид

$$\ln(Wage_i) = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_{ji} + sD_i + u_i, \quad (1)$$

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.

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 секторах¹⁰. Предполагается, что необъясненный остаток (u_i) распределен нормально ($u_i \sim NID(0, \sigma^2)$).

Вначале мы оцениваем это уравнение в его базовой спецификации, контролируя лишь основные индивидуальные характеристики (пол, возраст и квадрат возраста, специальный стаж и его квадрат, образование, профессиональную группу, семейное положение, продолжительность рабочей недели, федеральный округ и тип населенного пункта, а также год обследования). Базовая спецификация не учитывает многие аспекты занятости, которые могут оказывать компенсирующий характер. Среди них неденежные составляющие компенсационного пакета, а также степень (не)склонности индивидуумов к риску на рынке труда. Однако именно эти обстоятельства могут влиять на выбор сектора, который в свою очередь является эндогенным по отношению к заработной плате. Поэтому мы затем добавляем соответствующие контрольные переменные и оцениваем расширенные спецификации уравнения (1).

Результаты регрессионного анализа приведены в сводной табл. 3 (см. Приложение). Столбец 3 показывает величины разрыва на основе оценивания базовых уравнений регрессий по отдельным группам на данных объединенного (2000–2003 гг.) массива, а столбец 4 дает представление о доле объясняемой дисперсии (R^2). Столбцы 5 и 6 представляют те же параметры для расширенной спецификации МНК-модели. Расширенная спецификация контролирует наличие второй работы, доступ работников к основным льготам и страх потери работы¹¹.

¹⁰ Поскольку в левой части этого и всех последующих уравнений стоит логарифм заработной платы, то эффект дамми-переменной рассчитывался как $(e^D - 1) \cdot 100\%$, где D – коэффициент при дамми [13].

¹¹ В табл. 3 Приложения не представлены коэффициенты регрессии для переменной, характеризующей тяжесть условий труда, а потому крайне важной для понимания компенсационных механизмов. Соответствующий вопрос задавался до 2002 г., и его включение существенно сокращает размер объединенного массива и длину панели. Однако специально

Каковы основные выводы из этих оценок? Во-первых, все R^2 достаточно велики и лежат в диапазоне 0,36–0,60. Во-вторых, чем полнее спецификация, тем меньше величина разрыва. Если грубая оценка разрыва составляла 39%, то оценка на основе базовой МНК-модели – «лишь» 28%. Оценка на основе расширенной МНК-модели составляет уже 26%. В среднем штраф сокращается примерно в 1,5–2 раза в зависимости от группы. В-третьих, мы видим, что более полный учет условий занятости и незарплатных составляющих компенсации ведет к уменьшению масштаба относительной недоплаты бюджетников. Впрочем, разрыв в среднем остается значительным.

В нашей предыдущей статье на данную тему мы посвятили много внимания территориально-поселенческим аспектам формирования разрыва. Было показано, что разрыв увеличивается по мере приближения к наиболее динамично развивающимся регионам и типам поселений [1]. Этот результат воспроизводится и на данных РМЭЗ. В расширенной МНК-регрессии штраф для столичных бюджетников составляет 37% и он постепенно снижается до 10% в сельской местности и поселках городского типа. Аналогичная ситуация и с регионами. Бюджетники в регионах Центрального и Северо-Западного ФО, при прочих равных, зарабатывают на 35% меньше сопоставимых небюджетников. Штраф для бюджетников в Южном ФО составляет 17%, а в Сибирском ФО – 14%. Мы ожидали увидеть наименьший разрыв именно в Южном ФО как в самом бедном регионе Российской Федерации, но не в Сибири. Однако выборка РМЭЗ в Южном ФО размещена в относительно благополучных регионах (автономии представлены не самой бедной Кабардино-Балкарией), а в Сибирском ФО, наоборот, далеко не в самых преуспевающих (удельный вес достаточно бедного Алтайского края составляет почти 40%).

Поскольку выбор сектора работником не случаен и связан с зарплатой, МНК-оценки могут оказаться смещенными. Далее в данной работе мы используем два различных способа коррекции такой эндогенности. Во-первых, мы применяем регрессию с переключением режимов (SR), во-вторых, мы оцениваем модель с фиксированным эффектом.

5. Оценивание разрыва с коррекцией на эндогенность выбора сектора: регрессия с переключением

Модель эндогенной регрессии с переключением режимов (switching regression, далее SR-регрессия)¹²⁾ предполагает возможность коррекции неслучайного отбора в бюджетный сектор. Индивид выбирает сектор занятости, стремясь к максимизации латентной функции полезности, которая учитывает денежные и неденежные выгоды от работы. Рынки труда в секторах по-разному «ценят» индивидуальные характеристики работников, поэтому производительность труда и зарплата работников в разных секторах неодинаковы. Различаются между секторами и издержки поиска работы для работников с разными характеристиками. Вероятность получить ту или иную работу зависит не только от индивидуальных характеристик работника, но и от специфических требований и предпочтений рабо-

подчеркнем, что учет этой переменной на выборке для 2000–2002 гг. практически не сказывается на оценках коэффициентов регрессии и, соответственно, на величине разрыва.

¹²⁾ Подробнее о SR-регрессии см. [17].

тодателя. Фактическое распределение работников между секторами складывается как итог взаимодействия выбора работников и выбора работодателей.

Если эффект неслучайного выбора сектора статистически значим, то коэффициент при дамми для сектора в МНК-регрессии будет давать искаженную оценку преимуществ работы в небюджетном секторе. Обычно проблема эндогенности в эконометрике решается с помощью метода инструментальных переменных (instrumental variables, IV). Преимущество модели SR-регрессии перед методом инструментальных переменных в том, что она позволяет учесть различия в механизмах зарплатообразования между секторами. Это достигается включением в модель трех взаимосвязанных уравнений. Одно уравнение определяет выбор сектора; два других являются минцеровскими уравнениями заработной платы и описывают формирование зарплаты в каждом из секторов, но с учетом уже выбранного сектора.

Математически эту модель можно представить следующим образом.

$$\begin{aligned} \text{Небюджетный сектор: } \ln(Wage_{ni}) &= \beta_n X_{ni} + u_{ni}, \text{ если } I_i = 0. \\ \text{Бюджетный сектор: } \ln(Wage_{bi}) &= \beta_b X_{bi} + u_{bi}, \text{ если } I_i = 1. \end{aligned} \quad (2)$$

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

$$\begin{aligned} I_i^* &= \delta (\ln(Wage_{ni}) - \ln(Wage_{bi})) + \gamma Z_i + \varepsilon_i; \\ I_i &= 0, \text{ если } I_i^* \leq 0 - \text{выбирается небюджетный сектор;} \\ I_i &= 1, \text{ если } I_i^* > 0 - \text{выбирается бюджетный сектор.} \end{aligned} \quad (3)$$

Коэффициенты γ , β_n и β_b оцениваются методом максимального правдоподобия, исходя из предпосылки о том, что распределения остаточных членов в уравнениях (2) и (3) взаимосвязаны и описываются функцией нормального распределения. В результате на принятие решения 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 секторе¹³⁾:

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

При расчете условной зарплаты фактические значения индивидуальных характеристик бюджетников (X_{bi}) умножаются на коэффициенты отдачи (β_n), взятые

¹³⁾ Для нахождения коэффициентов и расчета значений условных зарплат использовались программы “movestay” и “mspredict”, разработанные М. Локшиным и З. Сажая для пакета STATA8. Подробнее см. [15].

из уравнения для небюджетников. Дополнительно мы корректируем полученную величину на неслучайность выбора сектора – $\sigma_n \lambda_n$, где σ_n^2 – дисперсия u_n в уравнении (3), а корректирующий коэффициент λ_n рассчитывается по аналогии с обратным отношением Миллса (IMR – Inverse Mills Ratio). Межсекторный разрыв равен среднему из рассчитанных индивидуальных разрывов:

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

Существует множество исследований по разным странам, в которых межсекторный разрыв в оплате оценивается и анализируется с использованием модели SR-регрессии. Применительно к России подобная попытка впервые была предпринята в работе [20], основанной на объединенном массиве данных РМЭЗ за 1994–1998 гг. Автор корректировал уравнение зарплаты дважды: с учетом самоотбора в занятость и самоотбора в частный (государственный) сектор. Однако использованное им определение сильно сужает границы частного сектора, фактически сводя последний к сумме самозанятых и занятых на микропредприятиях, тогда как все остальные работники попадают в чрезмерно расширенный «государственный». Другая попытка применения SR-регрессии представлена в нашей работе [1].

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. Обычно в уравнение выбора (3) включают переменные из основного уравнения, добавляя те переменные, которые влияют на выбор сектора, но не на уровень зарплаты¹⁴. На практике спецификация дополнительных инструментальных переменных зачастую представляет собой непростую задачу. 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, а поэтому часто приходится использовать их далеко не лучшие заменители.

В нашей предшествующей работе в качестве инструментов использовались переменные наличия в домохозяйстве детей младше 7 лет и детей в возрасте 8–15 лет, а также переменной для сокращенной рабочей недели. При использовании данных РМЭЗ наличие детей в возрасте 8–15 лет оказывается незначимым, а сокращенное время мы не можем отделить от неполной рабочей недели. Учитывая небольшой размер выборки, мы остановились на одном инструменте, а остальные независимые переменные в уравнении отбора совпадают с переменными уравнения заработной платы.

Какой содержательный смысл имеет включение дополнительных демографических переменных в уравнение отбора? Мы предполагаем, что семьи с маленькими детьми менее склонны к риску на рынке труда и заинтересованы в сокращенной рабочей неделе, а потому дополнительная идентифицирующая пере-

¹⁴) См. обзор в работе [9].

менная (характеризующая наличие в домохозяйстве детей до 7 лет) будет положительно влиять на вероятность занятости в бюджетном секторе.

В табл. 6 (см. Приложение) 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. Коэффициенты корреляции (ρ_1 и ρ_2)¹⁵⁾ имеют разные знаки, однако лишь ρ_2 является статистически значимым на 5-процентном уровне доверительной вероятности. Отрицательный знак для ρ_2 означает, что индивиды, выбирающие работу в небюджетном секторе, в среднем получают более высокую заработную плату по сравнению с тем, что они могли бы получать, если бы распределение по секторам осуществлялось случайно. Это подтверждает, что обращение к SR-регрессии не только интуитивно очевидно, но и статистически обоснованно.

Оценки из уравнения отбора свидетельствуют о том, что вероятность занятости в бюджетном секторе выше при наличии в домохозяйстве детей в возрасте до 7 лет, а также для женщин и лиц старшего возраста. Она максимальна для жителей села и монотонно уменьшается с ростом размеров населенного пункта. «Белые воротнички» также имеют существенно больше шансов быть занятыми в бюджетном секторе.

Различия в коэффициентах в уравнениях заработной платы говорят о том, что бюджетный сектор существенно выше оценивает формальное образование и квалификацию. Работники здесь также в большей степени выигрывают от работы в крупных организациях, за исключением сверхкрупных с численностью занятых более 1000 человек. В то же время заработные платы в небюджетном секторе более чувствительны к условиям региональных рынков труда и демонстрируют сильную связь с размерами населенных пунктов.

Коррекция, связанная с неслучайным выбором сектора, снижает средний межсекторный разрыв с 26–28% до 16–18% (см. колонки 7 и 8 в табл. 3 Приложения). Если бы перенос наших бюджетников в небюджетный сектор был бы возможен, то женщины и мужчины получали бы, при прочих равных, в среднем на 20–23% больше. Как и в предшествующих расчетах для возрастных групп, межсекторный разрыв наиболее высок для самых молодых работников (до 30 лет), где он составляет 29%. С возрастом разрыв сокращается, отражая увеличение 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 городов разрыв меняется незначительно, либо не изменяется вовсе. Это особенно отчетливо проявляется для Москвы и Санкт-Петербурга. Серьезные отличия SR-регрессия дает только для сельской местности, где штраф за работу в бюджетном секторе превращается в небольшую (5%), но статистически значимую положительную премию.

Среди групп по уровню образования, как и в предшествующих расчетах, в бюджетном секторе сильнее всего недоплачиваются работники со средним образованием (26%), тогда как для работников с высшим образованием разрыв суще-

¹⁵⁾ 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).

ственно меньше (18%). Минимален (14%) разрыв для выпускников средних профессиональных учебных заведений. Среди профессиональных групп относительные зарплаты в бюджетном секторе ниже всего у квалифицированных и у неквалифицированных рабочих (на 33% и 29% соответственно). Другие категории работников выиграли бы 20–25% от перехода в небюджетный сектор.

Коррекция на неслучайность отбора наиболее сильно меняет величину межсекторного разрыва в Дальневосточном, Сибирском и Южном федеральных округах, где он сокращается на 11–18 п.п. В то же время в Центральном, Северо-Западном и Приволжском округах снижение не превышает 4–6 п.п.

Хотя вопросник РМЭЗ весьма разнообразен, мы не можем исключить наличие влияния ненаблюдаемых переменных. Напомним, что такие ненаблюдаемые обстоятельства, как индивидуальные способности и предпочтения, влияние семьи и социального окружения, престиж профессии и т.п., могут оказывать влияние на выбор сектора. К сожалению, выбор прокси-переменных для них всегда ограничен. Если, несмотря на предпринятые нами меры по их контролю, это влияние остается значимым, то коэффициенты регрессии оказываются смещенными. Модели с индивидуальными фиксированными эффектами позволяют устранить смещение, решая проблему самоотбора.

6. Межсекторные переходы и межсекторный разрыв в зарплате

Стандартная методология оценки межсекторного разрыва на основе регрессии с переключением режимов (*SR*) предполагает виртуальный перенос «условного бюджетника» в альтернативный сектор, поскольку на основной работе одновременно в двух секторах один и тот же человек не может наблюдаться. Анализ изменения зарплаты, сопутствующего реальному межсекторному переходу, был бы предпочтительным решением.

В этом разделе статьи мы вначале рассмотрим интенсивность и основные направления межсекторной и межстатусной мобильности, затрагивающей бюджетный сектор. Ответ на этот вопрос прояснил бы и ситуацию с наличием межсекторных барьеров. Далее мы оценим величину экономической отдачи на межсекторные переходы.

Внутри- и межсекторная мобильность. Одной из основных характеристик трудовой мобильности является продолжительность работы у данного работодателя (специальный стаж). Доля работников с коротким специальным стажем в небюджетном секторе примерно вдвое выше, чем в бюджетном. Наоборот, доля работников со стажем свыше 4–5 лет в бюджетном секторе устойчиво выше. Различия в формах распределения работников по стажу свидетельствуют о том, что и приток новой рабочей силы в бюджетный сектор, и отток из него гораздо меньше, чем в альтернативном. Они, однако, ничего не говорят о том, как сектора взаимодействуют друг с другом и с другими состояниями на рынке труда. Для ответа на эти вопросы мы можем оценить интенсивность основных потоков на рынке труда, предварительно разделив всех респондентов на занятых в двух секторах (бюджетном и небюджетном), безработных и экономически неактивных. Поскольку значения интенсивности межстатусных потоков в различные пары лет (2000–2001, 2001–2002 и 2002–2003 гг.) очень близки, мы объединили все переходы в период между t_0 и t_1 и представили их на рис. 2.

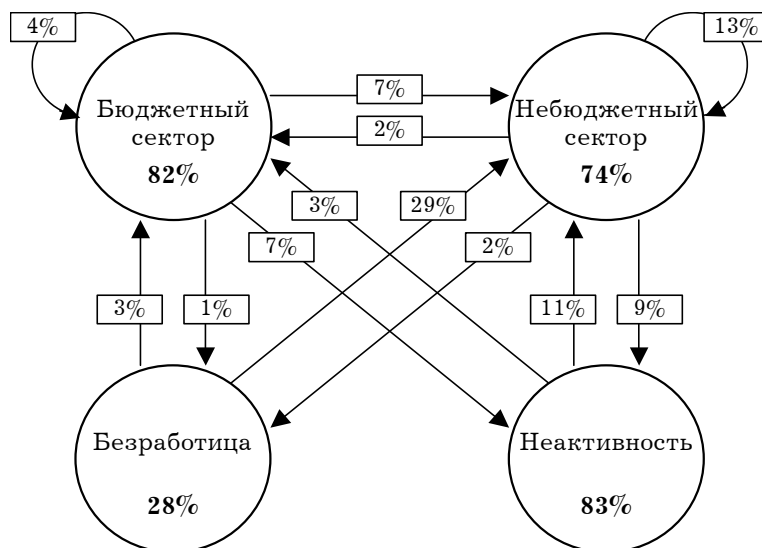


Рис. 2. Интенсивность межсекторной мобильности

В обоих секторах подавляющее большинство (более 85%) работников сохраняют свою занятость в течение года. Около 4% бюджетников сменили работу (в течение года) внутри сектора, а аналогичный показатель для небюджетников составляет 13%. Бюджетный сектор практически не взаимодействует с пулом безработных, не «поставляет» никого туда и не пополняя себя оттуда. Его обмен с внешней средой состоит в весьма умеренном пополнении небюджетного сектора и пула экономически неактивных (по 7% бюджетников). Из этих же источников в равной мере он и воспроизводит себя. Вероятность перехода из небюджетного сектора в бюджетный составляет около 2%. Другими словами, матрица переходов рисует бюджетный сектор как значительно более стабильный. Если ограниченный вход в него связан с низкой привлекательностью этого сектора, то незначительный отток из него в небюджетный можно объяснить либо фактическим (но плохо наблюдаемым) паритетом условий, либо наличием специфических барьеров для бюджетников на входе в альтернативный сектор.

Для дальнейшего анализа структуры потока между секторами можно воспользоваться пробит-регрессией, в которой зависимая переменная равна единице, если имел место соответствующий переход, и нулю, если работник сохранил свою занятость в бюджетном секторе. Полученные оценки в виде предельных эффектов приведены в табл. 8 Приложения. Вероятность перехода существенно выше (при прочих равных): для женщин (по сравнению с мужчинами), молодежи (по сравнению со старшими возрастными группами), работников с коротким специальным стажем, обладателей образования не выше среднего (по сравнению с обладателями высшего и среднего специального образования) и, наконец, жителями городов (по сравнению с сельским населением). Из этого можно сделать вывод о том, что более высокое образование и более продолжительный специальный стаж, а также ограниченные альтернативы на локальном рынке труда (село и ПГТ), снижают межсекторную мобильность. Тем не менее именно эти группы имеют минималь-

ное относительное отставание по зарплате, а потому должны иметь ослабленные стимулы к его сокращению с помощью межсекторных перемещений.

Какова премия за переход? Итак, 210 человек, что составляет 7,1% всех бюджетников, в течение рассматриваемого нами периода (с 2000 по 2003 гг.) перешли из бюджетного сектора в небюджетный. Обратный путь проделали 226 человек, или 2,4% всех небюджетников. Соответствующее изменение зарплаты, при прочих равных условиях, мы можем интерпретировать как межсекторный разрыв: премию (если заработная плата в бюджетном секторе выше) или штраф (если она ниже), сопутствующие переходу. Если индивид не менял сектор, то его премия или штраф равны нулю. Такая постановка задачи приводит нас к оцениванию регрессионной модели с индивидуальными фиксированными эффектами, постоянными во времени. Индивидуальный эффект (α_i) отражает влияние на заработную плату ненаблюдаемых переменных.

Данная модель в стандартном виде имеет вид

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

где y_{it} – зависимая переменная; α_i – индивидуальный эффект; X_{it} – независимые переменные; β – вектор оцениваемых коэффициентов; ε_{it} – случайно распределенный остаток. Индексы i, t соответствуют номеру наблюдения и моменту времени для наблюдения соответственно.

Мы оцениваем модель вида

$$\ln(\text{Wage}_{it}) = \alpha_i + \beta X_{it} + sD_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

где D_{it} – переменная, обозначающая секторальную принадлежность i -го индивида в момент t . $D = 1$, если работник занят в бюджетном секторе, и $D = 0$, если в небюджетном. При этом мы контролируем все основные индивидуальные характеристики и характеристики рабочих мест (переменные X)¹⁶⁾.

Модель с индивидуальными фиксированными эффектами позволяет решить несколько проблем. Во-первых, отдача на сектор оценивается только для тех индивидов, у которых имел место реальный межсекторный переход. Во-вторых, она решает проблему эндогенности сектора занятости, поскольку мы предполагаем, что его выбор коррелирует с ненаблюдаемыми, но постоянными во времени переменными.

Оценки отдачи на межсекторный переход, т.е. фактически оценки разрыва, на основе модели (7) представлены в последнем столбце в табл. 3 Приложения. Мы приводим их как для всей выборки, так и отдельно для мужчин и женщин. При дальнейшем делении по подкатегориям стандартные ошибки расчетных оценок сильно возрастают. Из таблицы следует, что оценка отдачи на переход положительна, но по своей величине значительно ниже, чем при МНК-оценивании. Выигрыш работника, сопровождающий переход из бюджетного сектора в небюджетный, составляет 18% и практически одинаков для мужчин и женщин¹⁷⁾.

¹⁶⁾ Список контрольных переменных тот же, что и в базовой спецификации МНК за исключением переменных, не меняющихся во времени в выборке РМЭЗ, – пола и места жительства.

¹⁷⁾ Отметим также, что межсекторный разрыв значимо меньше в сельских населенных пунктах и ПГТ, а также он сокращается с возрастом.

Сопоставление полученных оценок с другими оценками показывает, что чем полнее учтены наблюдаемые и ненаблюдаемые характеристики индивидов и рабочих мест, тем меньше межсекторный разрыв в заработной плате между сопоставимыми работниками. Если при сравнении средних зарплат «грубый» разрыв составлял около 40%, то при включении широкого набора наблюдаемых характеристик и ненаблюдаемого индивидуального эффекта разрыв сократился более чем вдвое. Это подтверждает существование компенсирующих различий в заработной плате. Тем не менее штраф для бюджетников остается значительным по величине, свидетельствуя об устойчивом несоблюдении принципа «равной оплаты за равный труд».

7. Декомпозиция межсекторного разрыва

При использовании метода Оаксаки – Блайндера (*Oaxaca-Blinder*) уравнения заработной платы сначала оцениваются отдельно для каждой из рассматриваемых групп. Тогда разрыв (R) между средними заработными платами работников, принадлежащих разным социальным или демографическим группам, может быть представлен как сумма трех основных слагаемых (эффектов)

$$R = \bar{Y}^N - \bar{Y}^B = \underbrace{\sum_j \beta_j^N (\bar{X}_j^N - \bar{X}_j^B)}_E + \underbrace{\sum_j \bar{X}_j^B (\beta_j^N - \beta_j^B)}_C + \underbrace{(\beta_0^N - \beta_0^B)}_U. \quad (8)$$

$$R = E + C + U = E + D$$

Здесь мы не приводим формальный анализ такой декомпозиции, поскольку его легко найти в соответствующих специальных работах [8, 18].

Первое слагаемое (E) зависит от состава этой группы (эффект «характеристик» или «эндаументов») при условии равной отдачи на одинаковые характеристики в сравниваемых группах. Например, чем выше доля высококвалифицированных работников в группе 1 по сравнению с группой 2, тем больше межгрупповой разрыв в пользу группы 1 (при прочих равных условиях). Второе слагаемое (C) зависит от того, как рынок ценит эти «характеристики» в зависимости от принадлежности работника к той или иной группе (эффект «коэффициентов»). Другими словами, здесь имеет значение то, насколько различается между секторами оценка рынком равной квалификации (или иной другой характеристики). Чем выше отдача на равную квалификацию в группе 1 (по сравнению с группой 2), тем выше разрыв, опять же с учетом прочих равных. Эти эффекты могут складываться, если их знак одинаков, либо взаимопогашаться, если знаки противоположны. Третье слагаемое (U) представляет собой разницу в константах, принадлежащих уравнениям для каждой из сравниваемых групп, и интерпретируется как компонент «дискриминации» (к дискриминации относится и слагаемое C).

Результаты такой декомпозиции, полученные на основе оценивания минцеровских уравнений для каждого из секторов, представлены в табл. 7 Приложения. Отрицательные значения означают соответствующую премию бюджетников (по отношению к небюджетникам), а соответственно положительные – премию небюджетников. Итоговый средний разрыв складывается как сумма этих частных премий.

Различия в составе занятых объясняют 27,8% всего различия между средними (R), т.е. 0,112. Лишь две характеристики здесь дают преимущество бюджетникам: это профессия и образование. Все остальные оказываются «к выгоде» небюджетников. Оставшиеся 72,2% (или 0,291) величины различий приходятся на сумму эффекта различий в отдачах (C) и эффекта разницы в константах (U). Практически все показатели отдачи на характеристики выше в бюджетном секторе; исключения составляют семейное положение и тип населенного пункта. Совокупный эффект различий в отдаче свидетельствует о значительно более высокой оплате бюджетников. Если бы составы работников в секторах были идентичны, а разность констант равнялась нулю, то средний разрыв был бы премией бюджетника в 0,78. Разность констант радикально меняет картину, создавая 265,4% разрыва (по отношению к фактическим $100\% = 0,403$)!

Экономический смысл U заключается в том, что эта величина представляет собой межсекторную разницу в оплате труда двух условных работников с «наименьшими» наблюдаемыми характеристиками. Поскольку в небюджетном секторе такая «минимальная» оплата определяется рынком, а в бюджетном – государством, то эта разница характеризует чистый итог административно-бюрократического установления зарплаты бюджетников. Другими словами, чиновники «наказывают» бюджетников, существенно занижая зарплату последних, а рынок труда через более высокие оценки отдачи на характеристики-эндаументы, наоборот, пытается как-то скомпенсировать складывающийся перекокс.

Обычно U интерпретируется как показатель дискриминации. Возможная природа дискриминации в данном случае не совсем очевидна (по крайней мере, она не столь очевидна, как в стандартном случае с гендерными или расовыми различиями). По-видимому, применительно к U мы можем говорить не только об искусственном занижении базового уровня оплаты (для условного работника с совокупностью наименьших характеристик), но и о наличии специфических механизмов негативного отбора в бюджетный сектор через занижение начальной заработной платы. Такой отбор может сочетаться с плохо наблюдаемыми «перегородками», препятствующими свободному межсекторному переливу рабочей силы (см. выше). Если отбор в бюджетный сектор носит негативный характер и образ бюджетника как «неконкурентоспособного работника, которому некуда уйти», определенным образом стигматизирован, то можно предположить, что это становится сигналом для статистической дискриминации со стороны работодателей небюджетного сектора. Подобная дискриминация будет способствовать поддержанию заниженной оплаты труда и сохранению межсекторного разрыва.

Заключение

Вернемся к названию статьи. Для многих россиян быть учителем или врачом – это и удачный выбор, и счастливая судьба. Эти профессии благородны, востребованы обществом и творчески интересны, а потому уже этим должны вызывать удовлетворение. Наверное, если бы жизнь можно было бы начать сначала, то многие повторили бы свой выбор, независимо от величины вознаграждения за труд. Однако в данной статье мы анализируем не судьбы конкретных людей, а статистические закономерности в относительной оплате труда, относящиеся к массовым группам.

Факт значительной недоплаты за труд в этом секторе кажется практически самоочевидным и не требующим никаких дополнительных доказательств. Призывы к масштабному централизованному повышению зарплаты бюджетникам являются сильным козырем в борьбе за «любовь» избирателей на фоне высоких цен на нефть и с трудом сдерживаются лишь естественной прижимистостью финансовых властей.

С другой стороны, значительное занижение оплаты труда бюджетников (т.е. более высокая зарплата в альтернативном секторе) должно было бы заметно ограничить предложение труда в этот сектор, вызывая сокращение в нем занятости. Однако численность занятых в основных отраслях бюджетного сектора остается необоснованно высокой и не показывает каких-либо явных тенденций к сокращению. Отсюда можно предположить, что стимулы 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 проявляться 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.

Межсекторные различия в заработной плате не сводимы к различиям между средними. Корректно сравнивать лишь «одинаковых» (в той мере, в какой это возможно) индивидов, учитывая как денежную, так и неденежную компоненты общего вознаграждения. Выбор работником сектора (отрасли или вида деятельности) статистически неслучаен и коррелирует не только с величиной вознаграждения, но и с индивидуальными (включая наблюдаемые) характеристиками. Это усложняет оценивание разрыва в оплате. Данная работа, построенная на панельных данных за 2000–2003 гг., пытается учесть эти методологические требования.

Каковы же основные выводы из таких «усложненных» оценок?

Во-первых, шансы «быть бюджетниками» для разных индивидуумов не равны. Они, при прочих равных условиях, заметно выше для женщин, лиц старше 45 лет, обладателей высшего образования. Жители сел и поселков городского типа чаще заняты в бюджетных организациях, чем жители крупных городов, а жители депрессивных регионов чаще тех, кто живет в Центральной или Северо-Западной частях России. Такой набор индивидуальных характеристик занятых должен оказывать неоднозначное влияние на итоговые различия в средней заработной плате. Если более высокий уровень образования и длительный стаж работы, при прочих равных, увеличивают относительную заработную плату, то преобладание женщин и специфика расселения влияют на нее негативно.

Во-вторых, в России, в отличие от большинства стран, бюджетникам существенно недоплачивают по сравнению с сопоставимыми работниками альтернативного сектора. Величина этого штрафа сильно варьирует между группами и регионами, делая невозможным «полное и окончательное» решение этой проблемы путем единообразного централизованного увеличения зарплат бюджетников. В то же время чем полнее мы учитываем денежные и неденежные аспекты вознаграждения, а также наблюдаемые и ненаблюдаемые индивидуальные характеристики работников, тем меньше межсекторный разрыв в заработной плате. В итоге он сокращается с 40% более чем вдвое.

В-третьих, через институциональный механизм, устанавливающий заработную плату бюджетников применительно к бюджетным ограничениям самых бед-

ных регионов и вне связи с реалиями региональных (местных) рынков труда, государство задает и устойчиво воспроизводит разрыв.

Поскольку в небюджетном секторе оплата труда работника с «минимальными» характеристиками определяется рынком, а в бюджетном – государством, то разница между ними характеризует чистый итог административно-бюрократического воздействия. Наоборот, рынок труда «работает» на сокращение разрыва, хотя полностью его и не устраняет. Другими словами, чиновники «наказывают» бюджетников, существенно занижая зарплату последних, а рынок труда через более высокие оценки отдачи на характеристики-эндаументы, наоборот, пытается скомпенсировать перекося.

В-четвертых, межсекторная мобильность бюджетников низка, что касается и притока новых работников в бюджетный сектор, и оттока из него. Это можно объяснить либо фактическим паритетом условий, либо наличием специфических барьеров для бюджетников на входе в альтернативный сектор. Бюджетники редко меняют работу, практически не взаимодействуют с пулом безработных, не «поставляя» никого туда и не пополняя себя оттуда. Более высокое образование и более продолжительный специальный стаж, а также ограниченные альтернативы на локальном рынке труда, снижают межсекторную мобильность. С другой стороны, именно эти группы имеют минимальное относительное отставание по зарплате, а потому должны иметь ослабленные стимулы к его сокращению с помощью межсекторных перемещений.

Итак, наши расчеты подтверждают существование значимого и устойчивого межсекторного разрыва. Но тогда почему в условиях высокой текучести кадров не происходит отток работников из бюджетного сектора? Есть несколько возможных объяснений. Во-первых, можно предположить (что мы и делаем в нашей статье), что распределение работников между бюджетным и небюджетным секторами не случайно и является продуктом как самоотбора, так и отбора работодателями. Если индивиды сознательно выбирают работу в бюджетном секторе в силу профессиональных или семейных предпочтений, то это и есть объяснение разрыва. Если работодатели небюджетного сектора отбирают себе работников с более высокой потенциальной производительностью, то тогда стать бюджетником означает получение стигматизирующей метки, которая закрепляется по мере увеличения специального стажа. В этом случае переход бюджетников в небюджетный сектор будет ограничен из-за наличия входных барьеров, а также потери накопленного специфического человеческого капитала. Во-вторых, мы не можем утверждать, что учли все компоненты вознаграждения и все условия распределения по секторам. Например, в работе [11] применительно к Украине делают вывод о том, что разрыв в оплате компенсируется соответствующим объемом взяток и тем самым является мерой коррупции. На наш взгляд, подобное утверждение является слишком сильным, но в ослабленной форме оно может успешно сочетаться с альтернативными объяснениями¹⁸⁾.

Другой вопрос заключается в том, почему работодатели коммерческого сектора не реагируют на такой разрыв соответствующим понижением зарплат. Повидимому, такая адаптация имеет место. Как было показано, чем выше доля бюджетного сектора в регионе, тем меньше разрыв. Там же, где он велик, доля

¹⁸⁾ О теневой оплате бюджетных услуг см., например, [5, 6].

бюджетников относительно мала, что снижает его влияние на зарплатообразование в коммерческом секторе.

Несмотря на свой удельный вес в экономике и важность реализуемых функций, бюджетный сектор в России остается крайне слабо исследованным в части функционирования рынка труда. У нас нет иллюзий насчет того, что мы ответили на все возникающие здесь вопросы. Но если читатель сочтет, что поставленные в статье проблемы и пути их анализа сформулированы верно, то уже это оправдывает усилия авторов.



Авторы признательны Е. Бессоновой и И. Денисовой за предоставленные отраслевые коды. Мы также выражаем благодарность В. Бессонову, И. Денисовой, Р. Капелюшникову, М. Косолапову, М. Локшину, В. Осаковскому за советы и комментарии.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гимпельсон В., Лукьянова А. О бедном бюджетнике замолвите слово...: межсекторные различия в заработной плате: Препринт WP3/2006/05. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
2. Гимпельсон В., Капелюшников Р., Ратникова Т. Велики ли глаза у страха? Страх безработицы и гибкость заработной платы // Экономический журнал ВШЭ. 2003. Т. 7. № 3.
3. Обследование населения по проблемам занятости. Ноябрь 2003 года. М.: Росстат, 2004.
4. Организационно-методологические положения проведения национального обследования благосостояния домохозяйств и участия в социальных программах (НОБУС). Основной этап. М.: Госкомстат РФ, 2003.
5. Шишкин С. и др. Неформальные платежи за медицинскую помощь. М.: МОНФ; НИСП, 2003.
6. Шишкин С. и др. Российское здравоохранение: оплата за наличный расчет. М.: НИСП, 2004.
7. Algann Y., Cahuc P., Zylberberg A. Public Employment and Labour Market Performance // Economic Policy. 2002. № 1. P. 9–65.
8. Blinder A. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates // Journal of Human Resources. 1973. Vol. 8. P. 436–455.
9. Dustmann C., Soest A. van. Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany // European Economic Review. 1998. Vol. 42.
10. Elliott R., Lucifora C., Meurs D. (eds.) Public Sector Pay Determination in the European Union. Macmillan Press, 1999.
11. Gorodnichenko Y., Sabirianova-Peter K. Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data // IZA DP. February 2006. № 1987.
12. Gregory R., Borland J. Recent Developments in Public Sector Labor Markets // Handbook of Labor Economics / O. Ashenfelter, D. Card (eds.) Amsterdam: Elsevier, 1999, Vol. 3.
13. Halvorsen R., Palmquist R. The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // American Economic Review. 1980. Vol. 70. P. 474–475.

14. *Johnson J., Dinardo J.* Econometric Methods. MacGrawHill, 1997.
15. *Lokshin M., Sajaia Z.* Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models // *Stata Journal*. 2004. Vol. 4. P. 282–289.
16. *Lucifora C., Meurs D.* The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy // *IZA DP*. March 2004. № 1041.
17. *Maddala G.* Disequilibrium, Self-Selection and Switching Models // *Handbook of Econometrics* / Z. Griliches, M. Intriligator (eds.) Amsterdam: North Holland, 1984. Vol. 3.
18. *Oaxaca R.* Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets // *International Economic Review*. 1973. Vol. 14. P. 673–709.
19. *Rosen S.* The Theory of Equalizing Differences // *Handbook of Labor Economics* / O. Ashenfelter, R. Layard (eds.) North-Holland, 1986. Vol. 1. P. 641–692.
20. *Stillman S.* The Determinants of Private and Government Sector Earnings in Russia: RAND Working Paper Series. DRU-2422. November 2000.

Приложение

Таблица 1.
Дескриптивная статистика межсекторных различий в занятости и оплате труда

	Бюджетный сектор					Небюджетный сектор				
	2000	2001	2002	2003	2004	2000	2001	2002	2003	2004
Доля занятых по секторам, %	25,4	25,1	25,1	25,8	25,8	74,6	75,0	74,9	74,2	74,3
Доля женщин, %	74,7	76,9	74,6	76,4	77,6	45,2	45,8	46,8	46,8	46,0
Образование, %										
Не имеет начального, начальное	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,9	0,7	0,4	0,4	0,4
НПО без полного среднего	2,0	2,0	2,3	2,5	1,9	4,7	4,5	3,9	5,0	4,3
Основное среднее	3,5	4,7	5,0	4,9	4,2	9,8	8,5	8,5	8,3	8,3
НПО с полным средним	3,9	3,8	4,5	4,3	5,1	9,1	10,1	10,6	10,4	11,0
Среднее (полное)	17,6	18,3	17,2	17,4	18,3	35,3	35,0	34,4	33,7	33,6
Среднее профессиональное	33,1	29,7	31,5	31,1	29,9	23,5	22,9	23,5	22,9	23,5
Высшее	39,5	41,3	39,2	39,5	40,4	16,7	18,4	18,7	19,3	18,9
Профессиональный статус, %										
Руководители	5,3	8,3	6,4	2,5	3,1	5,4	6,2	5,9	4,4	4,4
Специалисты высшего уровня квалификации	41,9	43,1	37,9	41,5	41,8	9,7	10,3	10,4	11,3	10,2
Специалисты среднего уровня квалификации	26,8	22,5	26,9	25,5	25,5	12,4	13,0	13,5	13,3	13,9
Служащие	4,4	4,2	4,9	5,6	4,0	6,5	6,5	7,4	7,3	7,1
Работники сферы обслуживания	10,9	10,6	10,4	10,9	10,6	8,0	7,9	8,2	8,8	8,8
Квалифицированные работники с/х	0,1	0,0	0,1	0,2	0,2	0,9	0,6	0,5	0,6	0,5
Квалифицированные рабочие	1,1	1,2	2,1	1,7	2,0	19,3	17,9	17,8	17,6	18,3
Операторы, аппаратчики и проч.	3,6	3,0	3,4	3,4	3,5	24,2	23,1	22,6	22,2	23,3
Неквалифицированные рабочие	6,1	7,0	7,9	8,8	9,3	13,6	14,5	13,8	14,6	13,5

Окончание табл. 1.

	Бюджетный сектор					Небюджетный сектор				
	2000	2001	2002	2003	2004	2000	2001	2002	2003	2004
Тип поселения, %										
Областной центр	43,6	46,4	46,2	44,2	45,5	41,8	48,0	48,7	49,0	49,2
Город	25,1	23,5	24,2	23,8	23,3	29,5	26,4	26,1	25,5	25,9
ПГТ	7,7	6,7	6,0	6,6	6,4	5,9	5,3	4,7	5,0	4,9
Село	23,7	23,4	23,6	25,4	24,8	22,8	20,4	20,5	20,5	20,1
Возраст, %										
До 30 лет	28,5	28,1	26,5	26,5	24,4	24,1	25,9	27,7	27,1	26,7
30–40 лет	23,3	23,8	25,8	25,4	27,0	23,5	24,7	22,1	22,4	24,2
40–50 лет	28,2	28,4	27,8	27,5	25,0	30,8	29,3	29,2	28,8	28,1
Старше 50 лет	20,0	19,8	19,9	20,6	23,7	21,5	20,2	21,0	21,8	21,1
Средний возраст, лет	38,8	39,0	39,3	39,4	39,6	39,7	39,0	39,0	39,1	38,9
Средний стаж работы на данном предприятии, лет	8,1	8,8	8,4	8,7	9,3	7,5	7,7	7,3	7,3	7,0
Доля работников со стажем менее 1 года, %	11,8	11,2	12,1	10,5	9,9	18,3	20,3	20,9	20,5	21,0
Средняя продолжительность рабочей недели, час.	39,2	39,6	39,6	39,4	40,0	44,5	44,8	44,6	44,6	44,8
Доля работников, занятых тяжелой физической работой, %	10,9	13,5	13,0	–	–	32,9	34,1	33,5	–	–
Доля рабочего времени, занятого тяжелой физической работой (для тех, кто занят тяжелой физической работой), %	31,9	33,5	31,7	–	–	49,7	46,3	44,1	–	–
Средняя ЗП в текущих ценах, руб.	1146	1671	2452	2853	3600	1891	2856	3727	4735	5818
Средняя ЗП в ценах сентября 2000 г., руб.	1119	1356	1722	1762	1985	1846	2313	2607	2918	3198
Вторичная занятость, %	7,9	8,2	8,4	8,5	8,4	4,3	4,5	4,0	4,3	3,8
Наличие приработков, %	5,8	6,7	5,2	4,9	4,0	6,4	6,0	5,0	5,6	4,6
Наличие пенсии, %	17,0	15,8	16,3	16,7	17,9	10,9	10,1	10,5	11,6	10,6
<i>N</i>	954	1068	1134	1153	1165	2804	3195	3384	3319	3360

Примечание: индивиды в возрасте 15–72 лет, занятые на предприятиях и в организациях.

Таблица 2.

**Вероятность занятости в бюджетном секторе
(пробит-регрессия, предельные эффекты)**

	Предельные эффекты	Z-стат.
Возраст	-0,013	-8,14
Квадрат возраста	0,000	7,78
Пол (<i>женщины</i>)	-0,193	-30,68
Семейное положение (<i>неженат, незамужем</i>)	0,019	2,76
Образование (<i>не имеет начального, начальное</i>)		
НПО без полного среднего	-0,017	-0,37
Основное среднее	-0,041	-0,96
НПО с полным средним	-0,038	-0,86
Среднее (полное)	-0,032	-0,73
Среднее профессиональное	0,114	2,36
Высшее	0,251	4,89
Тип поселения (<i>Москва и Санкт-Петербург</i>)		
Областной центр	0,059	5,04
Город	0,048	3,91
Село + ПГТ	0,118	9,14
Год (<i>2000</i>)		
2001	0,002	0,20
2002	0,006	0,71
2003	0,003	0,29
Регион (<i>ЦФО</i>)		
СЗФО	0,074	6,53
ЮФО	0,098	8,29
ПФО	0,052	5,46
УФО	0,023	1,85
СФО	0,031	2,69
ДВФО	0,035	2,23

Примечание: в скобках курсивом указана базовая категория.

Таблица 3.

**Оценки величины межсекторного разрыва
(% от заработной платы в небюджетном секторе)**

	Усред- ненные оценки	МНК (базовая)		МНК (расшир.)		SR (базовая)	SR (расшир.)	ФЭ
	%	%	R ²	%	R ²	%	%	%
В целом по выборке	-39	-28	0,44	-26	0,46	-18	-16	-18
В том числе:								
Год								
2000	-39	-28	0,39	-28	0,42	-20	-19	
2001	-41	-32	0,40	-30	0,42	-24	-22	
2002	-34	-22	0,42	-19	0,44	-11	-8	
2003	-40	-28	0,45	-26	0,47	-19	-17	
Мужчины	-29	-27	0,40	-27	0,43	-15	-14	-19
Женщины	-32	-30	0,43	-27	0,45	-19	-17	-18
Возраст								
До 30 лет	-46	-36	0,47	-35	0,49	-29	-28	
30-40 лет	-39	-25	0,44	-23	0,46	-18	-16	
40-50 лет	-37	-24	0,45	-23	0,47	-14	-12	
Старше 50 лет	-32	-26	0,43	-24	0,45	-11	-9	
Тип поселения								
Москва и С.-Петербург	-55	-39	0,38	-37	0,40	-39	-35	
Областной центр	-32	-34	0,43	-33	0,45	-28	-26	
Город	-42	-31	0,52	-31	0,54	-28	-26	
Село + ПГТ	-34	-10	0,36	-10	0,39	5	6	
Образование								
Неполное среднее и ниже	-57	-27	0,48	-24	0,50	-19	-16	
Среднее (полное)	-52	-33	0,44	-31	0,46	-26	-24	
Среднее профессиональное	-46	-23	0,40	-21	0,43	-14	-13	
Высшее	-45	-29	0,40	-28	0,42	-18	-16	
Профессиональный статус								
Руководители	-46	-30	0,44	-26	0,47	-16	-16	
Специалисты высшего уровня квалификации	-45	-28	0,42	-26	0,45	-16	-14	
Специалисты среднего уровня квалификации	-47	-30	0,48	-29	0,50	-21	-19	
Служащие	-31	-24	0,48	-22	0,50	-20	-16	
Работники сферы обслуживания	-22	-33	0,49	-30	0,51	-16	-17	
Квалифицированные рабочие	-67	-42	0,37	-38	0,41	-33	-22	
Операторы и прочие	-49	-27	0,36	-23	0,40	-18	-11	
Неквалифицированные рабочие	-62	-37	0,47	-35	0,49	-29	-25	

Окончание табл. 3.

	Усредненные оценки	МНК (базовая)		МНК (расшир.)		SR (базовая)	SR (расшир.)	ФЭ
	%	%	R ²	%	R ²	%	%	%
Регион								
Центральный ФО	-45	-40	0,42	-38	0,45	-34	-33	
Северо-Западный ФО	-56	-35	0,51	-34	0,53	-32	-28	
Южный ФО	-43	-16	0,42	-17	0,45	-5	-5	
Приволжский ФО	-30	-25	0,45	-22	0,49	-19	-17	
Уральский ФО	-31	-20	0,55	-20	0,57	-12	-8	
Сибирский ФО	-23	-14	0,50	-14	0,53	-3	-2	
Дальневосточный ФО	-24	-21	0,59	-20	0,60	-4	-2	

Примечание: независимые переменные в базовой спецификации – возраст, квадрат возраста, стаж работы на предприятии, квадрат стажа, пол, семейное положение, образование, профессиональный статус, продолжительность рабочей недели, размер предприятия, тип населенного пункта, год, федеральный округ. В расширенной спецификации дополнительно контролируются вторичная занятость, приработки, страх потерять работу и недежные компоненты компенсации.

Таблица 4.

Межсекторные различия в неденежных составляющих компенсации, %

	Бюджетный сектор					Небюджетный сектор				
	2000	2001	2002	2003	2004	2000	2001	2002	2003	2004
Оплата очередных отпусков	98,5	98,2	98,5	99,1	98,9	88,7	86,6	86,6	85,0	83,4
Оплата больничных листов	98,3	98,0	98,7	99,1	98,4	88,4	84,9	83,7	81,7	79,6
Оплата отпуска по беременности, родам, уходу за ребенком (только женщины)	96,3	97,2	98,1	96,5	94,8	81,1	79,6	80,0	76,1	71,6
Бесплатное лечение в ведомственных медицинских учреждениях, оплата лечения	41,0	47,7	43,7	34,6	33,1	33,5	36,9	34,8	29,3	22,9
Оплата путевок в санатории и прочее	46,7	58,9	56,1	44,2	39,4	39,4	45,6	42,8	33,6	26,1
Оплата содержания детей в дошкольных учреждениях	13,2	18,2	15,7	10,0	9,7	11,5	13,4	12,1	7,1	6,1
Бесплатное или льготное питание	13,3	15,5	13,1	11,0	10,1	14,8	18,6	16,8	15,3	14,1
Дотации на транспорт	14,4	18,1	18,3	15,9	12,6	13,5	17,0	14,9	13,9	13,0
Обучение за счет предприятия	24,8	30,8	32,5	30,5	30,6	18,2	25,7	25,4	22,2	20,1
Предоставление ссуд, кредитов	9,4	10,8	10,3	7,5	6,1	14,5	22,7	22,0	16,3	12,9

Таблица 5.

Межсекторные различия в субъективных характеристиках, %

	Бюджетный сектор			Небюджетный сектор		
	2002	2003	2004	2002	2003	2004
Удовлетворенность жизнью						
Удовлетворен	34,6	33,8	38,2	34,4	34,4	40,1
И да, и нет	26,7	26,1	26,6	27,8	26,5	26,8
Не удовлетворен	38,7	40,1	35,1	37,8	39,2	33,1
Уверенность в нахождении новой работы						
Уверен	40,2	40,1	36,4	36,6	36,3	35,7
И да, и нет	14,5	14,7	14,2	15,3	15,6	18,3
Не уверен	45,2	45,2	49,4	48,1	48,1	46,1
Обеспокоенность потерей работы						
Беспокоит	45,9	48,2	49,9	55,0	53,5	53,9
И да, и нет	12,4	11,8	10,2	10,2	12,4	11,6
Не беспокоит	41,8	40,0	39,9	34,8	34,1	34,5
Доля желающих сменить место работы						
	68,2	65,9	71,5	64,1	66,0	69,6
Удовлетворенность работой в целом						
Удовлетворен	58,0	46,8	49,2	49,6	43,8	44,8
И да, и нет	15,7	21,0	21,7	18,1	21,6	24,6
Не удовлетворен	26,4	32,3	29,1	32,2	34,6	30,6
Удовлетворенность условиями труда						
Удовлетворен	52,0	44,4	48,2	44,7	41,1	41,0
И да, и нет	17,4	19,9	20,6	18,8	18,5	22,0
Не удовлетворен	30,5	35,7	31,2	36,5	40,4	36,9
Удовлетворенность заработной платой						
Удовлетворен	14,5	10,9	11,8	22,3	20,9	22,0
И да, и нет	11,1	9,0	10,9	13,2	15,2	16,8
Не удовлетворен	74,4	80,1	77,3	64,6	64,0	61,2
Удовлетворенность возможностями профессионального роста						
Удовлетворен	44,6	37,3	35,6	33,6	32,1	28,6
И да, и нет	15,8	17,5	21,4	16,0	17,6	22,3
Не удовлетворен	39,6	45,3	43,0	50,4	50,4	49,1

Таблица 6.

Межсекторные различия в субъективных характеристиках

	Уравнения ЗП				Уравнение отбора	
	бюджетный сектор		небюджетный сектор		коэфф.	t-стат
	коэфф.	t-стат	коэфф.	t-стат		
Возраст	0,056	10,91	0,033	8,61	-0,017	-2,10
Квадрат возраста	-0,001	-10,31	0,000	-9,73	0,000	2,16
Пол (<i>женский</i>)	0,388	12,92	0,326	19,74	-0,304	-9,18
Семейное положение (<i>неженат, незамужем</i>)	-0,028	-1,30	0,032	1,96	0,002	0,06
Образование (<i>неполное среднее и ниже</i>)						
Среднее (полное)	0,083	1,74	0,100	4,47	-0,103	-1,89
Среднее профессиональное	0,293	6,08	0,156	6,23	0,025	0,43
Высшее	0,517	10,22	0,418	14,50	0,020	0,32
Профессиональная группа (<i>неквалифицированные рабочие</i>)						
Руководители	0,683	10,39	0,582	15,19	0,573	7,92
Специалисты высшего уровня квалификации	0,653	9,19	0,387	10,16	1,180	19,88
Специалисты среднего уровня квалификации	0,544	8,62	0,395	13,13	0,756	13,25
Служащие	0,456	6,97	0,281	8,90	0,077	1,08
Работники сферы обслуживания	0,374	6,25	0,181	5,72	0,633	9,83
Квалифицированные работники с/х	1,179	7,50	0,064	0,63	-0,523	-1,85
Квалифицированные рабочие	0,223	1,90	0,394	15,36	-0,755	-8,88
Операторы, аппаратчики и прочие	0,322	4,36	0,364	14,48	-0,375	-5,57
Рабочее время (<i>ln</i>)	0,445	10,50	0,388	13,61	-0,556	-11,27
Тип поселения (<i>село + ПГТ</i>)						
Москва и Санкт-Петербург	0,333	6,68	0,864	30,30	-0,513	-8,89
Областной центр	0,099	3,44	0,545	26,06	-0,220	-5,53
Город	0,187	6,33	0,613	27,29	-0,209	-5,06
Размер предприятия, человек (<i>10 человек и менее</i>)						
11-50	0,116	2,28	0,045	1,78	0,676	13,20
51-100	0,226	3,90	0,077	2,40	0,958	16,78
101-500	0,260	5,03	0,083	3,18	0,659	12,15
501-1000	0,223	3,30	0,148	5,09	0,303	4,20
Более 1000	0,218	3,33	0,223	8,18	-0,161	-2,16

Окончание табл. 6.

	Уравнения ЗП				Уравнение отбора	
	бюджетный сектор		небюджетный сектор			
	коэфф.	t-стат	коэфф.	t-стат	коэфф.	t-стат
Год (2000)						
2001	0,149	5,23	0,189	9,02	-0,008	-0,20
2002	0,476	18,21	0,357	18,01	-0,011	-0,27
2003	0,482	18,03	0,489	24,32	-0,035	-0,87
Регион (ЮФО)						
ЦФО	0,088	2,62	0,246	9,48	-0,177	-3,65
СЗФО	0,375	9,54	0,480	16,08	0,011	0,19
ПФО	0,002	0,06	-0,053	-2,16	0,036	0,73
УФО	0,341	7,29	0,289	8,63	-0,084	-1,34
СФО	0,151	4,52	0,017	0,62	-0,084	-1,58
ДВФО	0,382	8,61	0,274	7,81	-0,097	-1,38
Наличие детей до 7 лет					0,117	3,44
Константа	2,606	16,68	3,775	28,43	1,082	4,61
N = 12834 Wald test of indep. eqns.: $\chi^2(1) = 5,15$ Prob > $\chi^2 = 0,0232$						
$\rho_1 = 0,11, \rho_2 = -0,13$						

Примечание: мы не приводим оценки расширенной спецификации SR из соображений экономии места. Напомним, что в ней дополнительно контролируются наличие вторичной занятости и приработков, страх потерять работу и наличие неденежных компонентов компенсации, а значения коэффициентов близки значениям базовой спецификации.

Таблица 7.

Результаты оценивания уравнения ЗП по секторам, МНК

	Бюджетный сектор		Небюджетный сектор	
	коэфф.	t-стат	коэфф.	t-стат
Возраст	0,052	9,45	0,039	9,30
Квадрат возраста	-0,001	-9,25	-0,001	-9,90
Пол (<i>женщины</i>)	0,410	15,91	0,310	19,13
Семейное положение (<i>неженат, незамужем</i>)	-0,030	-1,41	0,031	1,87
Специальный стаж	0,007	2,11	-0,013	-5,55
Квадрат спец. стажа	-0,008	-0,86	0,029	4,13
Образование (<i>неполное среднее и ниже</i>)				
НПО с полным средним	0,035	0,57	0,106	3,53
Среднее (полное)	0,102	2,29	0,099	4,35
Среднее профессиональное	0,291	6,54	0,158	6,24
Высшее	0,518	11,21	0,410	14,14
Профессиональная группа (<i>неквалифицированные рабочие</i>)				
Руководители	0,635	11,27	0,632	17,91
Специалисты высшего уровня квалификации	0,580	12,84	0,461	14,63
Специалисты среднего уровня квалификации	0,488	10,79	0,441	15,66
Служащие	0,436	7,40	0,307	9,42
Работники сферы обслуживания	0,326	6,57	0,214	6,75
Квалифицированные работники с/х	1,211	3,94	0,080	0,90
Квалифицированные рабочие	0,245	2,59	0,396	15,24
Операторы, аппаратчики и прочие	0,318	4,72	0,383	15,14
Рабочее время (<i>ln</i>)	0,465	15,21	0,366	15,45
Тип поселения (<i>село + ПГТ</i>)				
Москва и Санкт-Петербург	0,361	9,02	0,838	31,25
Областной центр	0,116	4,39	0,526	26,80
Город	0,202	7,37	0,598	29,03
Размер предприятия, человек (<i>10 человек и менее</i>)				
11-50	0,086	2,23	0,070	3,12
51-100	0,180	4,40	0,118	4,25
101-500	0,224	5,50	0,122	5,16
501-1000	0,196	3,50	0,186	6,25
Более 1000	0,215	3,59	0,258	9,61
Год (<i>2000</i>)				
2001	0,149	5,62	0,188	9,55
2002	0,477	18,20	0,355	18,32
2003	0,483	18,32	0,488	24,79
Регион (<i>ЮФО</i>)				
ЦФО	0,097	3,01	0,239	9,70
СЗФО	0,373	9,94	0,471	16,14
ПФО	0,003	0,08	-0,055	-2,15
УФО	0,342	8,49	0,285	9,31
СФО	0,157	4,45	0,007	0,24
ДВФО	0,396	8,57	0,278	8,07
Константа	2,710	17,73	3,779	33,03
<i>N</i>		3322		9416
<i>R</i> ²		0,48		0,42

Примечание: в скобках указана базовая категория.

Таблица 8.

**Вероятности межсекторного перехода
(из бюджетного в небюджетный сектор): предельные эффекты**

	Предельные эффекты	t-стат.
Пол (женщины)	0,025	2,10
Возраст	-0,002	-3,64
Специальный стаж (3 года и менее)	-0,057	-5,13
Образование (неполное среднее и ниже)		
НПО с полным средним	-0,007	-0,28
Среднее (полное)	0,004	0,19
Среднее профессиональное	-0,034	-1,90
Высшее	-0,040	-2,20
Тип поселения (Москва и Санкт-Петербург)		
Областной центр	-0,029	-1,86
Город	-0,025	-1,61
Село + ПГТ	-0,054	-3,57

$N = 2626$ LR $\chi^2(10) = 103,39$ Pseudo $R^2 = 0,0713$

Примечание: зависимая переменная – вероятность межсекторного перехода: 1 = переход из бюджетного в небюджетный сектор, 0 = продолжение работы в бюджетном секторе. В скобках указана базовая категория.

Таблица 9.

**Декомпозиция межсекторного разрыва
по методу Оаксаки – Блайндера (МНК), %**

	Различия в составе занятых	Различия в отдалах	Итого
Возраст	0,7	-93,4	-92,7
Специальный стаж	3,7	-29,3	-25,6
Семейное положение	0,2	11,2	11,4
Пол	23,0	-5,4	17,5
Образование	-18,9	-21,2	-40,2
Профессия	-13,7	-19,4	-33,1
Рабочее время	12,8	-89,5	-76,7
Тип населенного пункта	11,4	69,5	81,0
Размер предприятия	3,8	-11,1	-7,3
Год	0,9	-5,3	-4,4
Регион	3,8	0,7	4,5
Всего	27,8	C = -193,3	-165,4
Константа		U = 265,4	265,4
Итого	E = 27,8	D = C + U = 72,2	R = 100,0
Разница в средних логарифмах ЗП	0,403		

Примечание: коэффициенты уравнений представлены в табл. 5. Знак “+” указывает на преимущество небюджетного сектора; знак “-” – на преимущество бюджетного сектора.