Прикладная эконометрика, 2021, т. 62, с. 32–53.

Applied Econometrics, 2021, v. 62, pp. 32–53.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-32-53

А. Л. Лукьянова¹

Что держит бюджетников на низкооплачиваемых рабочих местах? Роль отбора и некогнитивных факторов в объяснении межсекторных различий в оплате труда

В настоящей работе рассматривается роль некогнитивных навыков (психологических характеристик и отношения к риску) при отборе в занятость и выборе сектора занятости и их вклад в формирование заработных плат в государственном и частном секторах. Методология объединяет мультиномиальную логистическую регрессию для моделирования паттернов отбора с декомпозицией межсекторного разрыва в заработной плате по типу Оахаса–Blinder. Результаты исследования показывают, что личностные черты являются важным фактором отбора в занятость и выбора в пользу частного сектора. Они оказывают значимое, хотя и небольшое воздействие на заработные платы. Размеры этих эффектов одинаковы в обоих секторах, поэтому некогнитивные навыки не вносят существенный вклад в формирование межсекторного разрыва в средних заработных платах. Вместе с тем, учет эндогенности выбора сектора позволяет устранить межсекторный разрыв: в 2016 г. необъясненный условный разрыв можно полностью отнести на самоотбор.

Ключевые слова: межсекторный разрыв в оплате труда; самоотбор; личностные черты.

JEL classification: J24; J31; J45.

1. Введение

В последние годы был опубликован целый ряд исследований, показывающих, что заработные платы российских бюджетников существенно ниже, чем у работников частного сектора. Эти различия чрезвычайно устойчивы: с середины 1990-х и до конца 2000-х годов заработная плата работника бюджетной сферы была в среднем на 30–40% меньше, чем средняя заработная плата по экономике в целом. Повышения МРОТ, введение новой системы оплаты труда (НСОТ) и реализация принятых в мае 2012 г. указов Президента РФ привели к сокращению межсекторных различий в оплате труда, но не смогли их полностью устранить.

Естественным образом встает вопрос о причинах межсекторного разрыва. Учет различий в характеристиках работников, структурах занятости, продолжительности рабочего времени,

¹ Лукьянова Анна Львовна — НИУ ВШЭ, Москва; alukyanova@hse.ru.

объеме социальных льгот и гарантиях занятости позволяет объяснить около половины общей величины разрыва. Однако значительная часть разрыва остается необъясненной и при включении более широкого набора характеристик (Gimpelson et al., 2015; Шарунина, 2016; Журавлева, 2016). В данной работе сосредоточимся на вкладе некогнитивных характеристик (личностных характеристик и склонности к риску) и отбора в бюджетный сектор в объяснение межсекторного разрыва в оплате труда.

Современная экономика труда признает, что некогнитивные характеристики могут иметь прямое и косвенное влияние на показатели трудовой деятельности. Прямой эффект выражается в непосредственном воздействии личностных характеристик на производительность труда. Например, хорошие лидерские качества важны для эффективного руководителя. В этом смысле некогнитивные навыки являются таким же производительным элементом человеческого капитала, как образование или опыт работы. Кроме того, дисбаланс спроса на отдельные характеристики со стороны работодателей и их предложения со стороны работников может привести к недостатку работников, готовых обеспечить требуемое предложение, что ведет к появлению дополнительных зарплатных премий у обладателей «дефицитных» качеств (Borghans et al., 2008). Косвенное влияние реализуется опосредованно, например, через разную реакцию на мотивационные стимулы, а также через выбор определенного вида образования и сферы деятельности (Bowles et al., 2001; Almlund et al., 2011). Эмпирические исследования показывают, что успех на рынке труда с точки зрения более высоких заработков зависит прежде всего от двух характеристик: открытости и добросовестности. Нейротизм и доброжелательность, напротив, имеют отрицательное воздействие на заработки (Mueller, Plug, 2006; Nandi, Nicoletti, 2014; Heineck, 2011).

В последние годы российские исследователи все чаще обращаются к изучению некогнитивных навыков и экономических предпочтений. Проведенный анализ показал, что некогнитивные характеристики российского человеческого капитала значимо связаны с показателями жизненного успеха и ориентацией на достижения, что совпадает с результатами зарубежных исследований (Гимпельсон и др., 2020). По оценкам Рожковой (2019), совокупный вклад психологических характеристик личности в объяснение вариации заработных плат сопоставим по размеру со вкладом высшего образования. Maksimova (2019) демонстрирует высокую положительную корреляцию заработных плат с открытостью и отрицательную — с нейротизмом, отмечая более сильную связь между личностными характеристиками и заработками в частном секторе, но без учета фактора отбора. Исследования по переходным экономикам показывают, что учет фактора отбора ведет к заметному снижению величины межсекторного разрыва в оплате труда (Lausén, 2014).

Для эмпирической оценки в данной работе используются данные РМЭЗ ВШЭ² за 2016 г., когда в обследование был включен специальный блок вопросов, позволяющих идентифицировать отношение респондентов к риску и их личностные черты в соответствии с методологией Большой пятерки. Модель Большой пятерки предполагает, что все многочисленные черты личности можно свести к пяти агрегированным факторам: открытость опыту, добросовестность, экстраверсия, доброжелательность, нейротизм (McCrae, Costa, 1987).

² Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ ВШЭ) проводится Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. Сайты обследования RLMS HSE: <https://rlms-hse.cpc.unc.edu> и <http://www.hse.ru/rlms>.

В настоящем исследовании анализируется связь между личностными чертами, отношением к риску, выбором сектора занятости и заработками для определения некогнитивных переменных, оказывающих наибольшее влияние на выбор в пользу занятости в государственном секторе, а также оценки их вклада в формирование межсекторного разрыва на основе регрессий с контролем на выбор сектора занятости и декомпозиций.

2. Методология исследования

В большинстве эмпирических работ, включая работы по российским данным, влияние личностных черт и других некогнитивных характеристик на заработную плату оценивается путем добавления соответствующих переменных в уравнение минцеровского типа (Nyhus, Pons, 2005; Heineck, Anger, 2010; Рожкова, 2019). Такой подход предполагает, что эти характеристики имеют одинаковое влияние на заработную плату работников независимо от сектора занятости, а отбор в государственный сектор происходит случайным образом.

В действительности выбор сектора вряд ли можно считать случайным. При принятии решения о выборе сектора занятости работники учитывают не только размер заработной платы, но и неденежные компоненты компенсации. Поэтому работа в государственном секторе может приносить более высокую полезность даже при более низком уровне оплаты труда. У занятых в государственном секторе, как правило, меньше продолжительность рабочей недели, больше продолжительность оплачиваемого отпуска, выше уровень защиты занятости и лучше соблюдается трудовое законодательство. Многие бюджетники имеют доступ к досрочной пенсии, дополнительному медицинскому обслуживанию и другим льготам.

Исследования, посвященные выбору между государственным и частным секторами, указывают на важность характеристик, определяющих предпочтения индивидов. О важности фактора предпочтений свидетельствует, в частности, высокая корреляция между сектором занятости детей и их родителей (Dustmann, van Soest, 1998). Уже в ранних исследованиях отмечалось, что государственный сектор является более привлекательным для тех, кто больше ценит гарантию занятости и стабильность доходов, а также для лиц с более слабым здоровьем и пониженной склонностью к риску (Bellante, Link, 1981; Blank, 1985). Эти предпочтения отражают более общую связь между пониженной склонностью к риску и самоотбором в профессии с низкой вариацией доходов (Bonin et al., 2007). Вероятность занятости в государственном секторе выше для индивидов, состоящих в браке, а также для тех, кто имеет детей (Jovanovic, Lokshin, 2004). Обычно эти предпочтения связывают с тем, что государственный сектор позволяет лучше поддерживать баланс между работой и частной жизнью. Кроме того, сама структура семьи может служить выражением готовности трудиться на работе, сопряженной с риском — лица, имеющие детей, как правило, предпочитают более безопасные занятия с низким уровнем производственного травматизма (DeLeire, Levy, 2004). Более низкая склонность к риску у занятых в государственном секторе подтверждается не только в опросах, но и в экспериментальных исследованиях (Dohmen, Falk, 2010; Buurman et al., 2012).

Экономическая литература, рассматривающая влияние личностных характеристик на выбор сектора, крайне немногочисленна. Поскольку многие профессии государственного сектора предполагают активное межличностное взаимодействие, не удивительно, что экстраверсия оказывает положительное влияние на выбор в пользу государственного

сектора (Maczulskij, 2017). Dohmen, Falk (2010), сравнивая учителей, занятых в государственном секторе, и сопоставимых по уровню образования работников частного сектора, отмечают, что занятые в государственном секторе имеют более низкие «оценки» по добросовестности, но более высокие по открытости. Роль психологических характеристик является ключевой в концепции мотивации к государственной службе, популярной в литературе по государственному управлению (см. обзор в (Perry et al., 2010)). В этой концепции выбор в пользу государственного сектора связывается с предрасположенностью к альтруизму и просоциальному поведению, и работа в государственном секторе создает благоприятные условия для реализации этих склонностей. Поэтому индивиды, склонные к альтруизму и просоциальному поведению, с более высокой вероятностью выбирают государственный сектор, и те же характеристики позволяют им работать более продуктивно в этом секторе.

Рассматриваемая в настоящей работе эмпирическая стратегия исходит из простой модели выбора, в которой имеются три альтернативы³. Индивид выбирает, во-первых, между занятостью и незанятостью, во-вторых, между занятостью в частном или в государственном секторе. Оба решения могут быть объединены в одну мультиномиальную логистическую модель, на основе которой производится корректировка уравнений заработной платы для каждого из секторов на неслучайность отбора. Данный метод был предложен в (Lee, 1983) и развит в (Dubin, McFadden, 1984; Dahl, 2002). Он является обобщением широко известного метода хекмановской коррекции. В контексте выбора между частным и государственным сектором он использовался ранее в работах по Турции (Tansel, 2005) и Бутану (Schmillen, 2016).

В данной работе на первом шаге оценивается уравнение отбора на базе мультиномиальной логистической регрессии с выделением трех возможных состояний: (1) не занят; (2) занят в государственном секторе; (3) занят в частном секторе. Каждый индивид рассматривает альтернативы s , сравнивая их «полезности» y_s , и выбирает ту из них, которая приносит максимальную ожидаемую полезность, т. е. для которой $y_s^* > \max_{j \neq s} y_j^*$:

$$y_s^* = z_s \gamma_s + u_s, \quad (1)$$

где $s = \{inactive, public, private\}$ обозначает факт незанятости или сектор занятости, z_s — вектор переменных, определяющих выбор сектора, u_s — случайная ошибка.

Отметим, что для конкретного индивида исход y_s наблюдается только в том случае, если альтернатива s была выбрана. Исходы по остальным (невывбранным) альтернативам ненаблюдаемы для этого индивида, это — потенциальные исходы.

Каждый сектор s имеет свое уравнение заработной платы:

$$y_s = x_s \beta_s + e_s, \quad (2)$$

где y_s — заработная плата в соответствующем секторе, $E(e_s | x, z) = 0$, $\text{Var}(e_s | x, z) = \sigma_s^2$, x_s — вектор объясняющих переменных в уравнении заработной платы.

³ В реальной жизни отбор носит двусторонний характер: со стороны индивида и со стороны работодателя. Представленная модель является упрощенной, в ней игнорируются механизмы отбора и не делается различий между отбором и самоотбором.

Эконометрически проблема состоит в нахождении оценок коэффициентов β_s в уравнении (2) с учетом того, что ошибки e_s могут зависеть от ошибок u_s в уравнении (1). Если это так, то МНК-оценки коэффициентов уравнения (2) будут смещенными и несостоятельными. Для того чтобы устранить смещение, на основе уравнения (1) рассчитываются переменные, отвечающие за отбор в каждое из состояний — аналог обратного отношения Миллса в методе хекмановской коррекции. Эти значения вставляются в качестве дополнительных переменных в уравнение заработной платы на втором шаге оценивания.

В литературе было предложено несколько методов расчета корректирующих переменных для моделей множественного выбора в зависимости от функциональной формы и накладываемых ограничений на распределение ошибок в уравнениях и корреляции между ними. Критический обзор этих методов, представленный в работе (Bourguignon et al., 2007), показывает, что наилучшие результаты по двойному критерию несмещенности и эффективности дает подход (Dubin, McFadden, 1984) с дополнительными модификациями. В частности, этот подход устойчив по отношению к небольшим нарушениям ключевого для моделей множественного выбора предположения о независимости от нерелевантных альтернатив (*independence of irrelevant alternatives*). В данном случае предположение о независимости означает, что решение о занятости принимается одновременно с решением о выборе сектора занятости.

Bourguignon et al. (2007) предлагают включать корректирующие члены в уравнение (2) в следующем виде:

$$y_s = x_s \beta_s + \sigma_s \left(\rho_s m_s + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq s}}^M \rho_j \frac{P_j}{P_j - 1} m_j \right) + e_s, \quad (3)$$

где P_s — вероятность отбора индивида в сектор s , ρ_s — коэффициент корреляции между u_s и e_s , M — число секторов, m_s — корректирующие члены, которые определяются численным образом на основе мультиномиальной модели из уравнения отбора. Число корректирующих членов в каждом уравнении заработной платы соответствует числу имеющихся альтернатив выбора, что позволяет определить направление влияния ненаблюдаемых характеристик на выбор сектора и заработные платы.

В нашей спецификации уравнение отбора и уравнения заработной платы включают традиционные переменные человеческого капитала: образование, общий трудовой стаж и квадрат этой переменной, а также некогнитивные навыки: пять переменных Большой пятерки (открытость опыту, добросовестность, экстраверсия, доброжелательность, нейротизм) и отношение к риску. Кроме того, в оба уравнения включены фиктивные переменные для пола, брака, характеристик населенных пунктов (федеральный округ, тип населенного пункта).

Для идентификации в уравнение отбора необходимо включить переменные, которые влияют на решение о выборе сектора, но не влияют на величину заработной платы. В качестве таковых в данной работе использованы наличие у респондента детей в возрасте до 18 лет и две фиктивные переменные для государственного и частного сектора занятости супруга(и) (равна единице, если супруг(а) работает в соответствующем секторе, и равна нулю, если супруг(а) не работает, либо работает в другом секторе, либо если респондент не состоит в браке). Считается, что наличие детей является важным фактором

для решения о занятости — оно будет иметь позитивное влияние на вероятность занятости, отражая влияние возраста и потребность в дополнительных доходах. В ряде работ была показана положительная связь между наличием детей и выбором в пользу работы в государственном секторе с меньшей продолжительностью рабочего дня. Включение сектора занятости супруга дает возможность учесть целый ряд эффектов. Во-первых, семьи могут использовать занятость в разных секторах в качестве страховки от безработицы и волатильности доходов. Рабочие места в государственном секторе лучше защищены в период экономических шоков и обеспечивают более стабильную заработную плату. Во-вторых, супруг может помочь в трудоустройстве в «своем» секторе через социальные связи, а также быть источником информации об условиях занятости и заработках в «своем» секторе. В-третьих, положительная корреляция между секторами занятости супругов может отражать брачную ассортативность — супруги могли учиться в одних и тех же учебных заведениях, познакомиться на работе и иметь общие профессиональные интересы.

Уравнение заработной платы, в свою очередь, дополнительно включает фиктивные переменные для профессиональных групп.

Некогнитивные переменные включаются как в уравнение отбора, так и в уравнение заработной платы, исходя из того, что они могут влиять на выбор сектора, производительность труда и заработную плату. Важно отметить, что в РМЭЗ ВШЭ нет прямых индикаторов когнитивных способностей и навыков. Учитывая, что в детском и подростковом возрасте развитие некогнитивных навыков стимулирует развитие когнитивных навыков, между когнитивными и некогнитивными навыками наблюдается сильная и устойчивая корреляция. Индивиды с более благоприятными некогнитивными характеристиками, как правило, обладают и более высоким уровнем когнитивных навыков (Heckman, Kautz, 2012). Включение в регрессию переменных образования и профессионального статуса позволяет частично учесть воздействие когнитивных факторов. Однако сам процесс обучения способствует развитию определенных когнитивных и некогнитивных навыков, что еще больше затрудняет разделение каузальных эффектов каждого из факторов. Поэтому коэффициенты в наших регрессиях могут частично отражать воздействие когнитивных навыков, и при интерпретации коэффициентов правильнее говорить о том, являются ли личностные характеристики хорошими предикторами выбора сектора и размеров заработной платы.

На завершающем шаге с использованием скорректированных заработных плат производится декомпозиция межсекторного разрыва по методу Оахаса–Blinder. Этот метод позволяет определить, какая доля различий в средних заработных платах связана с различиями в составе работников с точки зрения их наблюдаемых характеристик (эту долю обычно называют «объясненной частью» или «эффектом состава»), а какая доля — с различиями в отдалах от характеристик («необъясненная часть» или «эффект отдал»). Детальная декомпозиция дает возможность оценить вклад отдельных характеристик как в эффект состава, так и в эффект отдал. Таким образом, используя декомпозиции, можно выделить вклад некогнитивных характеристик в формирование межсекторного разрыва.

Декомпозиция оценивается в двух вариантах в зависимости от того, какие коэффициенты используются для построения контрафактических значений: 1) из уравнения заработной платы для государственного сектора; 2) из уравнения заработной платы для частного сектора. В первом случае делается предположение о том, что структура заработной платы *всех* работников, включая работников частного сектора, соответствует структуре отдал в государственном секторе. Во втором случае предполагается, что структура отдал соответствует наблюдаемой

только в частном секторе⁴. Основную сложность на этом этапе представляет расчет стандартных ошибок, поскольку с учетом декомпозиции вся процедура становится трехшаговой. При расчете ошибок применяется метод бутстрапа ко всей трехшаговой процедуре.

3. Описание данных

В работе используются данные РМЭЗ ВШЭ за 2016 г., когда в анкеты были включены вопросы по личностным чертам и отношению к риску. Выборка исследования ограничена индивидами из репрезентативной выборки РМЭЗ ВШЭ в возрасте 16–60 лет⁵. Из выборки исключены наблюдения, содержащие пропущенные значения по ключевым переменным: образованию, возрасту, некогнитивным характеристикам, отрасли, форме собственности, а также военнослужащие. Занятыми считались только те респонденты, которые указали, что имеют регулярную занятость (основное место работы). С учетом всех ограничений в выборку включено 6436 человек, в том числе 4385 занятых. Размер выборки недостаточен для того, чтобы вести отдельный анализ по подвыборкам мужчин и женщин, поэтому рассматривается только общая выборка, описание которой представлено в табл. 1.

Таблица 1. Описание выборки (в долях)

	Полная выборка	Незанятые	Частный сектор	Государственный сектор	<i>P</i> -значение
Мужчины	0.48	0.43	0.56	0.25	0.000
Средний возраст, лет	38.0	35.3	39.0	41.1	0.000
Состоят в браке	0.63	0.46	0.71	0.70	0.312
Имеют детей до 18 лет	0.37	0.22	0.44	0.44	0.922
Образование					
- ниже общего среднего	0.14	0.24	0.11	0.04	0.000
- общее среднее	0.32	0.38	0.33	0.17	0.000
- среднее профессиональное	0.26	0.24	0.26	0.31	0.001
- высшее	0.27	0.13	0.31	0.48	0.000
Село, пгт	0.32	0.42	0.24	0.38	0.000

Примечание. *P*-значение берется из теста о равенстве средних в частном и государственном секторе.

Если респондент отмечал, что работает в сфере образования, здравоохранения или государственного управления, и при этом указывал, что государство является единственным собственником организации, где он работает, то его относили к работникам государственного

⁴ Результаты декомпозиции с использованием разных базовых коэффициентов не имеют существенных отличий, поэтому далее приводятся лишь результаты с коэффициентами из уравнения для частного сектора.

⁵ Исследования, проводившиеся психологами, указывают на то, что активное формирование устойчивых личностных характеристик продолжается примерно до 30 лет, после достижения этого возраста различия между индивидами остаются стабильными (Costa et al., 2019). Исключение из выборки молодых респондентов не меняет общего вывода о слабом влиянии некогнитивных характеристик на величину межсекторного разрыва. Результаты расчетов для выборки 31–60 лет доступны по запросу.

сектора. Занятые на предприятиях смешанной формы собственности и в частных образовательных и медицинских организациях отнесены к частному сектору. Доля занятых в государственном секторе в 2016 г. составляла 20.2%.

Зависимой переменной в расчетах является величина почасовой заработной платы, которая получалась путем деления средней заработной платы за последние 12 месяцев на обычную продолжительность рабочей недели, умноженную на 4.2. Для небольшого числа респондентов, у которых отсутствовала информация по этим переменным, использовались данные о заработной плате и количестве рабочих часов за последние 30 дней.

Характеристики Большой пятерки были сформированы на основе вопросов специального модуля РМЭЗ ВШЭ. Респондентам задавалось 24 вопроса о своем поведении. Ответы агрегировались в пять личностных характеристик Большой пятерки аналогично тому, как это сделано в работах (Рожкова, 2019; Гимпельсон и др., 2020). Для удобства интерпретации и сопоставимости с зарубежными работами значения характеристик были стандартизированы. В качестве меры отношения к риску использовались ответы на вопрос с просьбой оценить готовность рисковать по 11-балльной шкале (от 0 — «Совсем не готовы рисковать» до 10 — «Всегда готовы рисковать»). Меры риска также стандартизированы.

4. Дескриптивный анализ

Как и предшествующие работы, расчеты показывают, что частный и государственный секторы существенно отличаются друг от друга по социально-демографическому составу работников. Занятые в государственном секторе в среднем старше и более образованны, среди них выше доля женщин и сельских жителей (табл. 1). При этом не зафиксированы значимые отличия по составу семьи: доли состоящих в браке и имеющих детей практически одинаковы в обоих секторах.

Таблица 2. Описание выборки

	Все занятые	Частный сектор	Государственный сектор	P-значение
Средний (фактический) трудовой стаж, лет	17.5	16.9	19.7	0.000
Средний специальный стаж, лет	7.7	7.0	10.3	0.000
Средняя месячная заработная плата, руб.	25210	26711	20043	0.000
Средняя почасовая заработная плата, руб.	145	151	125	0.000
Средняя продолжительность рабочей недели, час.	43.7	44.8	39.4	0.000
Работают меньше 30 часов в неделю	0.07	0.06	0.14	0.000
Имеют вторую работу	0.03	0.03	0.05	0.020
Имеют приработки	0.03	0.02	0.04	0.010
Имеют формальный трудовой договор	0.92	0.90	1.00	0.000
Работают на производствах, дающих право на досрочную пенсию, льготы	0.13	0.08	0.29	0.000
Средняя продолжительность оплачиваемого отпуска в прошедшем году, дней	20.9	17.8	31.3	0.000
Средний уровень удовлетворенности работой	3.72	3.70	3.81	0.001

Примечание. P-значение берется из теста о равенстве средних в частном и государственном секторах.

В таблице 2 показано, как различаются между секторами условия занятости. По формальным признакам работники государственного сектора обладают более значительными запасами человеческого капитала: в дополнение к более высокому уровню образования они имеют более продолжительный стаж. Их рабочая неделя в среднем на 5.5 часов короче, чем в частном секторе, зато выше доля тех, кто имеет дополнительную работу или приработки. Все занятые в государственном секторе имеют формальный трудовой договор (по сравнению с 90% занятых в частном секторе) и доступ к более широкому пакету социальных льгот. При этом наблюдаемые заработные платы в государственном секторе остаются существенно ниже, чем в частном: месячные заработки в среднем ниже на 25%, а в пересчете на часовые ставки — на 17%.

Расчеты по данным за 2016 г. также указывают на то, что психологические черты, скорее всего, играют важную роль при отборе в занятость и выборе сектора занятости (табл. 3). Так, занятые в среднем более открыты новому опыту, более добросовестны и эмоционально стабильны, больше готовы к риску, чем незанятые. Работники государственного сектора также значимо отличаются от тех, кто занят в частном секторе, по всем характеристикам, кроме нейротизма. Они более открыты, добросовестны, доброжелательны и общительны. В то же время они явно меньше склонны рисковать.

Таблица 3. Средние значения по некогнитивным характеристикам

	Незанятые	Занятые	Частный сектор	Государственный сектор	P-значение
Открытость	-0.121	0.059	0.037	0.147	0.002
Добросовестность	-0.307	0.150	0.112	0.299	0.000
Экстраверсия	0.006	-0.003	-0.020	0.064	0.026
Доброжелательность	-0.011	0.005	-0.036	0.171	0.000
Нейротизм	0.167	-0.082	-0.077	-0.101	0.510
Склонность к риску	-0.070	0.033	0.056	-0.060	0.001

Примечание. P-значение берется из теста о равенстве средних в частном и государственном секторах.

5. Результаты оценивания

5.1. Уравнение отбора

Начнем обсуждение результатов с оценок уравнения отбора. В таблице 4 представлены результаты оценивания мультиномиальной регрессии в виде средних предельных эффектов. Для используемой спецификации тест Хаусмана не позволяет отвергнуть гипотезу о независимости нерелевантных альтернатив, что свидетельствует об адекватной спецификации модели. Коэффициенты при некогнитивных переменных показывают, как в среднем изменится вероятность выбора каждого из состояний при изменении личностных черт и отношения к риску на одно стандартное отклонение. На рисунке 1 те же результаты представлены в виде расчетных вероятностей выбора статуса занятости и сектора для различных значений каждой из некогнитивных характеристик.

Таблица 4. Результаты оценивания уравнения отбора, средние предельные эффекты мультиномиальной регрессии

Переменные	Незанятость		Госсектор		Частный сектор	
	Коэфф.	Станд. ошибка	Коэфф.	Станд. ошибка	Коэфф.	Станд. ошибка
Мужчины	−0.079***	0.012	−0.131***	0.011	0.211***	0.013
Стаж	−0.011***	0.00052	0.0039***	0.00039	0.0066***	0.00054
В браке	0.019	0.017	−0.034**	0.015	0.016	0.020
Наличие детей	−0.133***	0.014	0.042***	0.011	0.091***	0.015
Супруг(а) занят(а) в госсекторе	−0.075***	0.024	0.117***	0.018	−0.042*	0.026
Супруг(а) занят(а) в частном секторе	−0.054***	0.017	0.0084	0.015	0.045**	0.019
Образование (база — полное среднее)						
- ниже среднего	0.033*	0.017	−0.027	0.024	−0.0053	0.025
- среднее профессиональное	−0.092***	0.014	0.101***	0.013	−0.0092	0.017
- высшее	−0.195***	0.015	0.150***	0.013	0.045***	0.018
Тип поселений (база — село и пгт)						
- Москва и СПб	−0.053**	0.023	−0.076***	0.019	0.129***	0.025
- областной центр	−0.098***	0.015	−0.068***	0.012	0.165***	0.017
- город	−0.104***	0.015	−0.058***	0.012	0.162***	0.017
Открытость	−0.0053	0.0068	−0.0033	0.0059	0.0085	0.0076
Добросовестность	−0.056***	0.0070	0.015**	0.006	0.041***	0.0078
Экстраверсия	−0.0026	0.0061	0.0012	0.0051	0.0014	0.0068
Доброжелательность	0.023***	0.0066	0.0033	0.0056	−0.026***	0.0073
Нейротизм	0.028***	0.0063	−0.0071	0.0052	−0.021***	0.0070
Склонность к риску	−0.017**	0.0061	0.0050	0.0051	0.012*	0.0069
Региональные фиксированные эффекты	Да, на уровне федеральных округов					
Число наблюдений	5066					
LR $\chi^2(50)$	2200.6					
Псевдо R^2	0.22					

Примечание. ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно.

Некогнитивные характеристики оказывают более серьезное воздействие на решение о занятости, нежели на выбор сектора. Наиболее важные роли играют добросовестность, доброжелательность и эмоциональная стабильность. При этом для большинства характеристик, имеющих статистически значимый эффект, государственный сектор занимает промежуточное положение между незанятостью и частным сектором. Так, более добросовестные индивиды чаще оказываются в состоянии занятости, при этом чаще в частном секторе, хотя значимый эффект наблюдается для обоих секторов. Менее эмоционально стабильные (эмоциональная стабильность — состояние, обратное нейротизму) индивиды чаще оказываются в состоянии незанятости. С ростом оценок по этой характеристике увеличивается вероятность занятости в частном секторе. Доброжелательность увеличивает риски незанятости и снижает вероятность занятости в частном секторе. Отношение к риску играет заметную роль в решении о занятости: более высокий уровень неприятия риска чаще встречается среди незанятых, но фактически не сказывается на выборе сектора занятости. Последний

Рис. 1. Расчетные условные вероятности выбора сектора занятости

результат расходится с принятой в литературе точкой зрения о том, что в государственный сектор самоотбираются индивиды с меньшей склонностью к риску. Согласно нашим оценкам, экстраверсия и открытость слабо влияют на решения о занятости и выбор сектор занятости. Экстраверсия редко оказывается значимым фактором на рынке труда, а эффект открытости практически полностью «схватывается» образовательными переменными.

Переменные, включенные в уравнение отбора для идентификации, оказывают значимое влияние на отбор в занятость и выбор сектора, что подтверждает возможность их использования для коррекции отбора в уравнениях заработной платы. Наличие детей в возрасте до 18 лет снижает вероятность незанятости и связано с увеличением вероятности занятости, прежде всего, в частном секторе, хотя значимый, но более слабый эффект наблюдается и для государственного сектора. Занятость супруга или партнера — независимо от сектора — является мощным «мотиватором» для занятости самого респондента, что указывает на доминирование модели семьи с двумя занятыми. Занятость супруга в государственном секторе является сильным предиктором выбора в пользу государственного сектора. Занятость супруга в частном секторе также ассоциируется с более высокой вероятностью занятости в частном секторе, но зависимость не столь сильна, как для государственного сектора. Это означает, что российские семьи не используют выбор сектора для страхования внутрисемейных риска незанятости или потери доходов, в этом случае они склонны были бы работать в разных секторах экономики. Наблюдаемые корреляции скорее отражают социальные связи и брачную ассортативность: с будущими супругами нередко знакомятся в учебных заведениях или на работе, где их объединяет общность интересов и совместные знакомства.

5.2. Уравнение заработной платы

В таблице 5 приводятся результаты оценивания уравнений заработной платы для государственного и частного секторов. Зависимая переменная представляет собой логарифм почасовой ставки. Оценки коэффициентов были получены МНК, без контроля и с контролем на выбор сектора. Отметим, что переменные ($m1$, $m2$, $m3$), рассчитанные на основе мультиномиальной регрессии и отвечающие за отбор в соответствующий сектор (см. раздел 2), имеют значимые коэффициенты только для государственного сектора, а для частного сектора незначимы. Таким образом, значимый отбор по ненаблюдаемым характеристикам существует только в государственном секторе, в частном секторе отбор не играет заметной роли. Коэффициенты при всех трех переменных отбора в уравнении для государственного сектора имеют положительный знак. Это свидетельствует о том, что отбор в государственный сектор является позитивным, т.е. в этот сектор попадают индивиды с *более* предпочтительными ненаблюдаемыми характеристиками. В частности, положительный знак при переменной отбора в частный сектор ($m3$) указывает на то, что работники частного сектора при гипотетическом переходе в государственный сектор в среднем имели бы более низкие заработные платы, чем сопоставимые (по наблюдаемым характеристикам) работники, фактически занятые в государственном секторе. И наоборот, работники государственного сектора при гипотетическом переходе в частный сектор в среднем не потеряли бы в заработках. Аналогичным образом, значимый положительный коэффициент при переменной отбора в незанятость означает, что в государственный сектор отбираются те, кто по своим ненаблюдаемым характеристикам лучше, чем оставшиеся среди незанятых.

Однако даже для государственного сектора контроль на выбор сектора не приводит к существенным изменениям в оценках коэффициентов. Некоторые коэффициенты не столь сильно изменились количественно, но утратили свою значимость — при двухшаговом методе

Таблица 5. Результаты оценивания уравнений заработной платы

	Государственный сектор				Частный сектор			
	Без контроля на выбор сектора		С контролем на выбор сектора		Без контроля на выбор сектора		С контролем на выбор сектора	
	Коэфф.	Станд. ошибка	Коэфф.	Станд. ошибка	Коэфф.	Станд. ошибка	Коэфф.	Станд. ошибка
Открытость	0.0053	0.029	0.00054	0.031	0.038**	0.015	0.035***	0.013
Добросовестность	0.0089	0.028	−0.0039	0.033	0.0010	0.016	0.0011	0.020
Экстраверсия	−0.031	0.023	−0.029	0.025	0.022	0.014	0.022	0.014
Доброжелательность	0.028	0.025	0.030	0.033	0.015	0.015	0.017	0.017
Нейротизм	−0.065***	0.024	−0.060*	0.032	−0.035**	0.014	−0.035*	0.019
Склонность к риску	0.030	0.024	0.026	0.021	0.027*	0.015	0.025*	0.015
$m1$ (незанятость)			0.926**	0.454			0.175	0.282
$m2$ (гос. сектор)			0.348**	0.145			0.225	0.272
$m3$ (частный сектор)			0.656**	0.327			0.115	0.148

Примечание. Число наблюдений = 5066. Полную спецификацию уравнения см. в разделе 2. Стандартные ошибки в уравнениях с контролем на выбор сектора рассчитаны методом бутстрапа (число репликаций = 500). ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно.

стандартные ошибки неизбежно увеличиваются. Среди заметных, хотя и не всегда статистически значимых различий между МНК и методом Bourguignon et al. (2007) следует отметить следующие. Прежде всего, резко снижается величина гендерного разрыва для государственного сектора, чего не происходит в частном секторе. Гендерный разрыв в государственном секторе меньше, чем в частном секторе уже в МНК-регрессиях. При контроле на выбор сектора различия в заработках мужчин и женщин становятся незначимыми для государственного сектора. По-видимому, в государственном секторе преобладают менее дискриминационные практики найма, продвижения и оплаты труда, а в процессе формирования заработной платы большую роль играют формальные критерии. Подтверждением последнего тезиса служит и более высокая отдача от образования, которая и без учета выбора сектора выше именно в государственном секторе.

В уравнениях заработной платы с контролем на выбор сектора для частного сектора сохраняется больше значимых коэффициентов. В частности, стаж работы имеет положительную, но снижающуюся отдачу, тогда как в государственном секторе стаж утрачивает значимость. В частном секторе гораздо выше ценятся навыки квалифицированного ручного труда: квалифицированные и полуквалифицированные рабочие в частном секторе получают высокие зарплатные премии, чего не наблюдается в государственном секторе, где «надбавки» за квалификацию имеют, прежде всего, представители беловоротничковых профессий.

Среди некогнитивных характеристик в обоих секторах положительную роль играет эмоциональная стабильность, однако при переходе к модели с контролем на выбор сектора коэффициент сохраняет значимость лишь на 10%-ном уровне, хотя и несильно меняется по величине. В частном секторе, но не в государственном, значимую отдачу приносит открытость. Данное утверждение не противоречит тому, что работники государственного сектора в среднем имеют более высокие оценки по шкале открытости, что мы видели при сравнении дескриптивных статистик. Значительная часть эффекта открытости реализуется через переменную образования. Более открытые индивиды выбирают более высокий уровень образования и, соответственно, чаще оказываются в государственном секторе, где большее число рабочих мест требует наличия высшего образования. В частном секторе выше вариативность оценок открытости на любом уровне образования и одновременно выше их влияние на заработную плату. Кроме того, в частном секторе есть свидетельства в пользу положительной роли готовности рисковать, хотя коэффициент значим лишь на 10% уровне.

Таким образом, в частном секторе некогнитивные характеристики имеют большее значение в процессе формирования заработной платы, чем в государственном секторе. Это логично, поскольку и практика найма, и политика зарплатообразования в государственном секторе привязаны, прежде всего, к формальным критериям — таким как уровень образования, должностная позиция, стаж и прочее. Оценка индивидуальной производительности в государственном секторе зачастую затруднена или крайне дорогостояща. В частном секторе наблюдается более тесная связь заработных плат с индивидуальной производительностью работников и ее детерминантами, включая некогнитивные характеристики. Наши результаты в целом совпадают с расчетами и выводами, представленными в работе (Maksimova, 2019), хотя в силу меньшего размера выборки коэффициенты менее значимы.

5.3. Вклад некогнитивных характеристик в объяснение межсекторного разрыва

Оценка вклада некогнитивных характеристик в объяснение межсекторного разрыва в заработных платах производится на основе декомпозиции по методу Оахаса–Blinder. В таблице 6 представлены результаты декомпозиции и регрессий по МНК без контроля и с контролем на выбор сектора.

Таблица 6. Декомпозиция различий в средних заработных платах по методу Оахаса–Blinder, с коэффициентами из уравнения для частного сектора

	Без контроля на выбор сектора		С контролем на выбор сектора	
	Коэффициент	Стандартная ошибка	Коэффициент	Стандартная ошибка
Государственный сектор	4.626***	0.025	4.872***	0.206
Частный сектор	4.793***	0.015	4.841***	0.110
Разность	-0.167***	0.029	0.031	0.237
<i>Объясненная часть</i>	0.012	0.022	0.019	0.035
Мужчины	-0.082***	0.011	-0.079***	0.020
В браке	0.00012	0.0010	0.00036	0.0015
Опыт	0.0052	0.0043	0.0067	0.0062
Образование	0.042***	0.0081	0.043***	0.011
Профессия	0.082***	0.017	0.085***	0.017
Место жительства	-0.041***	0.010	-0.042***	0.012
Все некогнитивные характеристики, в том числе:	0.00061	0.0071	0.0058	0.0051
- открытость	0.0039*	0.0021	0.0036*	0.0020
- добросовестность	0.00017	0.0027	0.00019	0.0034
- экстраверсия	0.0021	0.0016	0.0024	0.0019
- доброжелательность	0.0028	0.0029	0.0030	0.0033
- нейротизм	-0.0011	0.0015	-0.0010	0.0018
- склонность к риску	-0.0026	0.0017	-0.0025	0.0017
<i>Необъясненная часть</i>	-0.179***	0.030	0.012	0.249
Мужчины	-0.015	0.014	-0.042*	0.024
В браке	-0.0062	0.039	-0.013	0.041
Опыт	0.0093	0.076	-0.029	0.126
Образование	0.079**	0.033	0.096**	0.046
Профессия	0.028	0.036	0.017	0.035
Место жительства	-0.032	0.024	-0.029	0.024
Все некогнитивные характеристики, в том числе:	-0.0049	0.0054	-0.0062	0.013
- открытость	-0.0048	0.0048	-0.0049	0.0050
- добросовестность	0.0025	0.010	-0.0016	0.012
- экстраверсия	-0.0037	0.0026	-0.0038	0.0030
- доброжелательность	0.0025	0.0054	0.0022	0.0067
- нейротизм	0.0027	0.0028	0.0024	0.0042
- склонность к риску	-0.00025	0.0025	0.00059	0.0026
Константа	-0.241***	0.098	0.017	0.333

Примечание. ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно. Стандартные ошибки в уравнениях с контролем на выбор сектора рассчитаны методом бутстрапа (число репликаций = 500).

Первый и самый важный вывод из представленных результатов состоит в том, что учет эндогенности выбора сектора радикально меняет представление о величине межсекторного разрыва. При контроле на выбор сектора разрыв сокращается с -0.167 до 0.031 лог-пунктов, становясь статистически не отличимым от нуля. Таким образом, более низкие заработные платы в государственном секторе связаны, прежде всего, с самоотбором по ненаблюдаемым характеристикам. Из расчетов в предыдущем разделе видно, что самоотбор играет важную роль в государственном секторе: ненаблюдаемые характеристики, определяющие выбор в пользу государственного сектора, имеют позитивное воздействие на заработные платы в этом секторе, поэтому контроль на выбор сектора повышает оценки заработных плат, прежде всего, в государственном секторе, и незначительно отражается на оценках заработных плат в частном секторе. Использование МНК-регрессии и других методов, не учитывающих эндогенность выбора сектора, ведет к завышению абсолютной величины разрыва.

Независимо от метода оценивания объясненная часть разрыва положительна, но статистически не отличима от нуля. Это означает, что различия между секторами с точки зрения состава работников в целом не являются особо важными: недостаток одних производительных характеристик компенсируется другими характеристиками (более востребованными в данном секторе). В государственном секторе выше доля образованных работников с более продолжительным опытом работы, принадлежащих к группам высокого уровня квалификации. В частном секторе занято больше мужчин, и территориальное размещение работников в большей степени отвечает рыночным сигналам. Государственный сектор более чувствителен к наличию у кандидатов таких характеристик, как образование, формальная квалификация, опыт работы. В частном секторе выше готовность платить именно мужчинам и компенсировать региональные и другие территориальные условия.

Необъясненная часть разрыва имеет отрицательный знак и высокую значимость в МНК-регрессиях и незначима в модели с контролем на выбор сектора. В МНК-регрессиях значимый эффект имеют лишь образование, отдача от которого выше в государственном секторе, и константа. При учете эндогенности выбора сектора сохраняется значимость образования, а константа теряет значимость. Таким образом, в декомпозиции на основе МНК-регрессии константа отражает, прежде всего, эффект отбора.

Некогнитивные характеристики имеют крайне слабое влияние на величину межсекторного разрыва. Их эффект ни индивидуально, ни совместно не является статистически значимым ни с точки зрения различий в этих характеристиках между работниками разных секторов, ни с точки зрения различий в отдачах от этих характеристик.

6. Проверка робастности

Проверка касается того, как конструируются переменные Большой пятерки. Вместо отнесения 24 вопросов из анкеты к конкретным характеристикам Большой пятерки с фиксированными весами (см. раздел 3) были выделены пять характеристик на базе метода главных компонент. Здесь нет попытки их содержательно интерпретировать, а, скорее, преследуется цель проиллюстрировать возможности более гибкого моделирования статистической взаимосвязи между ответами на вопросы из блока анкеты, посвященного личностным характеристикам. Результаты оценивания представлены в табл. 7.

Таблица 7. Проверка робастности: факторные переменные

	Незанятость		Государственный сектор		Частный сектор	
	Коэфф.	Стандартная ошибка	Коэфф.	Стандартная ошибка	Коэфф.	Стандартная ошибка
<i>Уравнение отбора</i>						
<i>F1</i>	−0.085***	0.0077	0.021***	0.0068	0.063***	0.0088
<i>F2</i>	0.0045	0.0075	0.0060	0.0064	−0.0106	0.0085
<i>F3</i>	−0.0035	0.0077	0.0022	0.0065	0.0012	0.0086
<i>F4</i>	0.036***	0.0075	−0.0062	0.0061	−0.029***	0.0083
<i>F5</i>	0.0041	0.0081	0.00047	0.0069	−0.0036	0.0091
Склонность к риску	−0.016***	0.0061	0.0042	0.0051	0.012*	0.0068
<i>Уравнение заработной платы (с контролем на выбор сектора)</i>						
<i>F1</i>			0.016	0.058	0.049**	0.024
<i>F2</i>			0.074**	0.033	0.048**	0.021
<i>F3</i>			−0.035	0.029	0.048***	0.017
<i>F4</i>			−0.026	0.036	−0.019	0.022
<i>F5</i>			−0.029	0.044	−0.013	0.018
Склонность к риску			0.027	0.023	0.027*	0.014
<i>m1</i>			0.895**	0.428	0.046	0.270
<i>m2</i>			0.356***	0.148	0.111	0.267
<i>m3</i>			0.641*	0.366	0.043	0.142
<i>Декомпозиция с использованием коэффициентов из уравнения для частного сектора</i>						
Разрыв до корректировки					−0.170***	0.031
Скорректированный разрыв					0.039	0.234
Объясненная часть: всего,					0.017	0.036
в том числе						
<i>F1</i>					0.0068*	0.0036
<i>F2</i>					0.0060**	0.0030
<i>F3</i>					0.0033*	0.0019
<i>F4</i>					−0.0025	0.0031
<i>F5</i>					0.00056	0.0011
Склонность к риску					−0.0027	0.0018
Необъясненная часть: всего,					0.0218	0.246
в том числе						
<i>F1</i>					−0.0092	0.018
<i>F2</i>					0.0042	0.0066
<i>F3</i>					−0.0044	0.0029
<i>F4</i>					0.00028	0.0021
<i>F5</i>					0.00093	0.0030
Склонность к риску					0.000017	0.0026

Примечание. Число наблюдений = 5538. ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно. Остальные переменные в спецификациях соответствуют основной модели. Стандартные ошибки в уравнениях с контролем на выбор сектора рассчитаны методом бутстрапа (число репликаций = 500).

Результаты в значительной степени подтверждают то, что было при использовании более жесткой методологии. Во-первых, некогнитивные характеристики играют важную роль для самоотбора в занятость вообще и в занятость в частном секторе. Во-вторых, некогнитивные характеристики приносят отдачу в терминах заработной платы именно в частном секторе. При этом характеристики, которые важны для отбора в частный сектор, и те, которые вознаграждаются в этом секторе, совпадают лишь частично. Однако и в государственном секторе есть характеристики, важные в плане отбора и в плане заработной платы, и это также будут разные наборы характеристик.

При более гибком подходе к формированию агрегированных личностных характеристик проявляется и влияние этих характеристик на межсекторный разрыв. В результатах декомпозиции в объясненной части одна из факторных переменных значима на 5%-ном уровне и две — на 10%-ном. Это означает, что между работниками частного и государственного секторов имеются значимые различия в уровнях некогнитивных навыков. Важно отметить, что это производительные навыки, имеющие позитивное влияние на заработные платы в частном секторе, поскольку в декомпозиции в качестве базы использовались коэффициенты из уравнения для частного сектора. При этом эффекты значимых некогнитивных характеристик в декомпозиции являются положительными, т. е. у работников государственного сектора в среднем уровни этих производительных некогнитивных навыков выше, чем у работников частного сектора.

7. Заключение

В настоящей работе изучается влияние некогнитивных характеристик индивида на его выбор между занятостью в государственном или в частном секторе и на величину межсекторного разрыва. Результаты исследования подтверждают, что некогнитивные характеристики являются важным фактором отбора в занятость и выбора в пользу частного сектора. При этом ключевую роль играют добросовестность, доброжелательность и эмоциональная стабильность. Менее добросовестные, менее эмоционально стабильные и более доброжелательные индивиды имеют повышенные риски оказаться в состоянии незанятости. И, наоборот, индивиды с высокими оценками по шкале добросовестности и эмоциональной стабильности и низкими по шкале доброжелательности с большей вероятностью (само-) отбираются в частный сектор. В государственном секторе остаются «среднячки» по этим характеристикам. Вместе с тем, данные не позволяют однозначно подтвердить важность негативного отношения к риску как фактору выбора в пользу государственного сектора, о чем часто упоминается в литературе. Устойчивая значимость и важность более широкого набора некогнитивных навыков при отборе в частный сектор могут быть связаны со спецификой практик найма и отбора персонала. В частном секторе выше роль неформальных каналов найма, прошлого опыта и т. п. Наем на большинство позиций в государственном секторе менее персонализирован и жестче привязан к формальным требованиям.

Некогнитивные характеристики оказывают значимое влияние на заработные платы, хотя в этом отношении полученные оценки более скромны (по сравнению с влиянием на отбор в занятость и выбор сектора) по размеру эффекта. В государственном секторе вознаграждается эмоциональная стабильность, которая, безусловно, является желательным качеством для учителей, медиков, силовиков и чиновников. В частном секторе ценится открытость и эмоциональная стабильность. Вместе с тем, более гибкий подход к учету личностных характеристик

указывает на то, что в частном секторе некогнитивные навыки все же имеют более высокую отдачу, но выделение конкретных производительных навыков и спецификация модели требуют дополнительных исследований, в том числе с подключением к анализу характеристик, не входящих в Большую пятерку. В более тщательном исследовании нуждается и вопрос о роли склонности к риску: с учетом отдельных аспектов отношения к риску и фактической склонности к рисковому поведению (курение, потребление алкоголя, опасная работа). Не удалось подтвердить, что некогнитивные навыки вносят существенный вклад в формирование межсекторного разрыва. В большинстве спецификаций эти эффекты не значимы. Значимый вклад, небольшой и уступающий вкладу пола, образования, профессии и места жительства, появляется лишь при использовании более гибкого подхода к определению некогнитивных навыков, что может свидетельствовать о наличии проблем с их измерением.

Вместе с тем, используемая в расчетах методология контроля на выбор сектора позволяет сделать вывод о том, что ключевой причиной межсекторного разрыва является фактор самоотбора. Расчеты показывают, что самоотбор в государственный сектор носит позитивный характер. В государственном секторе оказываются индивиды с более производительными ненаблюдаемыми характеристиками не только по сравнению с незанятыми, но и по сравнению с работниками частного сектора. Поэтому при переходе в частный сектор средний работник государственного сектора может рассчитывать на сопоставимую заработную плату, хотя, скорее всего, и потеряет с точки зрения общей компенсации за счет снижения доступности социальных льгот и гарантий. Средний работник частного сектора, наоборот, при гипотетическом переходе в государственный сектор столкнется со снижением заработной платы.

Самоотбор не связан с некогнитивными характеристиками, по крайней мере, с теми, которые измерялись и включались в модель. Это факторы, которые находятся за рамками представленной формальной модели, например, различия в предпочтениях относительно продолжительности рабочего времени, графика работы, гарантий занятости, условий труда, социальных льгот и т. п. В прежних исследованиях по российским данным учет фактора самоотбора приводил к снижению оценки масштабов недоплаты работникам государственного сектора, но не позволял полностью объяснить разрыв. В наших расчетах для 2016 г. скорректированные на самоотбор заработные платы в среднем становятся одинаковыми в частном и государственном секторах, т. е. необъясненный разрыв можно полностью отнести на самоотбор.

Благодарности. Статья подготовлена в ходе проведения исследования в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ с использованием средств субсидии в рамках государственной поддержки ведущих университетов Российской Федерации «5–100».

Список литературы

Гимпельсон В. Е., Зудина А. А., Капелюшников Р. И. (2020). Некогнитивные компоненты человеческого капитала: что говорят российские данные. *Вопросы экономики*, 11, 5–31.

Журавлева Т. Л. (2016). Социальные льготы и гарантии занятости: что «штрафует» бюджетников. *Экономический журнал ВШЭ*, 20 (1), 76–99.

Рожкова К. В. (2019). Отдача от некогнитивных характеристик на российском рынке труда. *Вопросы экономики*, 11, 81–107.

Шарунина А. В. (2016). Где бюджетнику жить хорошо: анализ межсекторных различий в оплате труда в регионах России. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 30 (2), 105–128.

Almlund M., Duckworth A., Heckman J., Kautz T. (2011). Personality psychology and economics. In: E. Hanushek, S. Machin, L. Woessmann (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*, vol. 4, 1–181. Elsevier.

Bellante D., Link A. (1981). Are public sector workers more risk averse than private sector workers? *Industrial and Labor Relations Review*, 34 (3), 408–412.

Blank R. (1985). An analysis of workers' choice between employment in the public and private sectors. *Industrial and Labor Relations Review*, 38 (2), 211–224.

Bonin H., Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U. (2007). Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risk attitudes. *Labour Economics*, 14 (6), 926–937.

Borghans L., ter Weel B., Weinberg B. (2008). Interpersonal styles and labor market outcomes. *Journal of Human Resources*, 43 (4), 815–858.

Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. (2007). Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys*, 21 (1), 174–205.

Bowles S., Gintis H., Osborne M. (2001). The determinants of earnings: A behavioral approach. *Journal of Economic Literature*, 39 (4), 1137–1176.

Buurman M., Delfgaauw J., Dur R., Van den Bossche S. (2012). Public sector employees: Risk averse and altruistic? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83 (3), 279–291.

Costa P., McCrae R., Löckenhoff C. (2019). Personality across the life span. *Annual Review of Psychology*, 70, 423–448.

Dahl G. (2002). Mobility and the returns to education: Testing a Roy Model with multiple markets. *Econometrica*, 70 (6), 2367–2420.

DeLeire T., Levy H. (2004). Worker sorting and the risk of death on the job. *Journal of Labor Economics*, 22 (4), 210–217.

Dohmen T., Falk A. (2010). You get what you pay for: Incentives and selection in the education system. *Economic Journal*, 120 (546), F256–F271.

Dubin J., McFadden D. (1984). An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica*, 52 (2), 345–362.

Dustmann C., van Soest A. (1998). Public and private sector wages of male workers in Germany. *European Economic Review*, 42 (8), 1417–1441.

Gimpelson V., Lukyanova A., Sharunina A. (2015). Estimating the public-private wage gap in Russia: What does quantile regression tell us? *Series WP BRP “Economics/EC”*, 104/EC/2015. NRU Higher School of Economics.

Heckman J., Kautz T. (2012). Hard evidence on soft skills. *Labour Economics*, 19 (4), 451–464.

Heineck G., Anger S. (2010). The returns to cognitive abilities and personality traits in Germany. *Labour Economics*, 17 (3), 535–546.

Heineck G. (2011). Does it pay to be nice? Personality and earnings in the UK. *ILR Review*, 64 (5), 1020–1038.

Jovanovic B., Lokshin M. (2004). Wage differentials between the state and private sectors in Moscow. *Review of Income and Wealth*, 50 (1), 107–123.

Lausčv J. (2014). What has 20 years of public-private pay gap literature told us? Eastern European transition vs. developed economies. *Journal of Economic Surveys*, 28 (3), 516–550.

McCrae R., Costa P. (1999). A five-factor theory of personality. In: Pervin L., John O. (Eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research*, 139–153. New York: Guilford.

Maczulskij T. (2017). Who becomes a public sector employee? *International Journal of Manpower*, 38 (4), 567–579.

Maksimova M. (2019). The return to non-cognitive skills on the Russian labor market. *Applied Econometrics*, 1 (53), 55–72.

Mueller G., Plug E. (2006). Estimating the effect of personality on male and female earnings. *ILR Review*, 60 (1), 3–22.

Nandi A., Nicoletti C. (2014). Explaining personality pay gaps in the UK. *Applied Economics*, 46 (26), 3131–3150.

Perry J., Hondeghe A., Wise L. (2010). Revisiting the motivational bases of public service: Twenty years of research and an agenda for the future. *Public Administration Review*, 70 (5), 681–690.

Schmillen A. (2016). The public/private wage differential in the Land of gross national happiness. *World Bank Policy Research Working Paper*, 7925.

Tansel A. (2005). Public-private employment choice, wage differentials, and gender in Turkey. *Economic Development and Cultural Change*, 53 (2), 453–477.

Поступила в редакцию 30.11.2020;
принята в печать 04.04.2021.

Lukyanova A. What keeps public sector workers in low-paid jobs? The role of self-selection and non-cognitive skills in explaining the public-private wage gap. *Applied Econometrics*, 2021, v. 62, pp. 32–53.

DOI: 10.22394/1993-7601-2021-62-32-53

Anna Lukyanova

HSE University, Moscow, Russian Federation;
alukyanova@hse.ru

What keeps public sector workers in low-paid jobs? The role of self-selection and non-cognitive skills in explaining the public-private wage gap

This paper examines whether non-cognitive skills (personality traits and risk attitudes) influence self-selection into employment and the choice between the public and private sectors and, if so, how they relate to wages in each sector. The methodology combines multinomial logistic regression to model the patterns of selection with an Oaxaca–Blinder-type decomposition of the intersectoral wage gap. I find that personality traits have a substantial effect on selection into employment and the preferences towards the private sector. They have a significant, albeit small, effect on wages in both sectors. The magnitude of these effects is the same across sectors and non-cognitive skills do not contribute to the intersectoral wage gap at the mean. At the same time, accounting for the endogeneity of sectoral attainment eliminates the intersectoral gap: in 2016, the unexplained conditional wage gap can be completely attributed to self-selection.

Keywords: public-private wage gap; self-selection; personality traits.

JEL classification: J24; J31; J45.

References

- Gimpelson V. E., Zudina A. A., Kapeliushnikov R. I. (2020). Non-cognitive components of human capital: Evidence from Russian data. *Voprosy Ekonomiki*, 11, 5–31 (in Russian).
- Zhuravleva T. (2016). Fringe benefits and job security as an explanation of the huge private sector premium in Russia. *HSE Economic Journal*, 20 (1), 76–99 (in Russian).
- Rozhkova K. V. (2019). The return to noncognitive characteristics in the Russian labor market. *Voprosy Ekonomiki*, 11, 81–107 (in Russian).
- Sharunina A. (2016). Where do public workers live well? Public-private wage gaps in Russia's regions. *Journal of the New Economic Association*, 30 (2), 105–128 (in Russian).
- Almlund M., Duckworth A., Heckman J., Kautz T. (2011). Personality psychology and economics. In: E. Hanushek, S. Machin, L. Woessmann (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*, vol. 4, 1–181. Elsevier.
- Bellanté D., Link A. (1981). Are public sector workers more risk averse than private sector workers? *Industrial and Labor Relations Review*, 34 (3), 408–412.
- Blank R. (1985). An analysis of workers' choice between employment in the public and private sectors. *Industrial and Labor Relations Review*, 38 (2), 211–224.
- Bonin H., Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U. (2007). Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risk attitudes. *Labour Economics*, 14 (6), 926–937.
- Borghans L., ter Weel B., Weinberg B. (2008). Interpersonal styles and labor market outcomes. *Journal of Human Resources*, 43 (4), 815–858.
- Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. (2007). Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys*, 21 (1), 174–205.
- Bowles S., Gintis H., Osborne M. (2001). The determinants of earnings: A behavioral approach. *Journal of Economic Literature*, 39 (4), 1137–1176.
- Buurman M., Delfgaauw J., Dur R., Van den Bossche S. (2012). Public sector employees: Risk averse and altruistic? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83 (3), 279–291.
- Costa P., McCrae R., Löckenhoff C. (2019). Personality across the life span. *Annual Review of Psychology*, 70, 423–448.
- Dahl G. (2002). Mobility and the returns to education: Testing a Roy Model with multiple markets. *Econometrica*, 70 (6), 2367–2420.
- DeLeire T., Levy H. (2004). Worker sorting and the risk of death on the job. *Journal of Labor Economics*, 22 (4), 210–217.
- Dohmen T., Falk A. (2010). You get what you pay for: Incentives and selection in the education system. *Economic Journal*, 120 (546), F256–F271.
- Dubin J., McFadden D. (1984). An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica*, 52 (2), 345–362.
- Dustmann C., van Soest A. (1998). Public and private sector wages of male workers in Germany. *European Economic Review*, 42 (8), 1417–1441.
- Gimpelson V., Lukyanova A., Sharunina A. (2015). Estimating the public-private wage gap in Russia: What does quantile regression tell us? *Series WP BRP "Economics/EC"*, 104/EC/2015. NRU Higher School of Economics.

- Heckman J., Kautz T. (2012). Hard evidence on soft skills. *Labour Economics*, 19 (4), 451–464.
- Heineck G., Anger S. (2010). The returns to cognitive abilities and personality traits in Germany. *Labour Economics*, 17 (3), 535–546.
- Heineck G. (2011). Does it pay to be nice? Personality and earnings in the UK. *ILR Review*, 64 (5), 1020–1038.
- Jovanovic B., Lokshin M. (2004). Wage differentials between the state and private sectors in Moscow. *Review of Income and Wealth*, 50 (1), 107–123.
- Lausēv J. (2014). What has 20 years of public-private pay gap literature told us? Eastern European transition vs. developed economies. *Journal of Economic Surveys*, 28 (3), 516–550.
- McCrae R., Costa P. (1999). A five-factor theory of personality. In: Pervin L., John O. (Eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research*, 139–153. New York: Guilford.
- Maczulskij T. (2017). Who becomes a public sector employee? *International Journal of Manpower*, 38 (4), 567–579.
- Maksimova M. (2019). The return to non-cognitive skills on the Russian labor market. *Applied Econometrics*, 1 (53), 55–72.
- Mueller G., Plug E. (2006). Estimating the effect of personality on male and female earnings. *ILR Review*, 60 (1), 3–22.
- Nandi A., Nicoletti C. (2014). Explaining personality pay gaps in the UK. *Applied Economics*, 46 (26), 3131–3150.
- Perry J., Hondeghem A., Wise L. (2010). Revisiting the motivational bases of public service: Twenty years of research and an agenda for the future. *Public Administration Review*, 70 (5), 681–690.
- Schmillen A. (2016). The public/private wage differential in the Land of gross national happiness. *World Bank Policy Research Working Paper*, 7925.
- Tansel A. (2005). Public-private employment choice, wage differentials, and gender in Turkey. *Economic Development and Cultural Change*, 53 (2), 453–477.

Received 30.11.2020; accepted 04.04.2021.