

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ  
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

*Е.С. Котырло*

**НЕ ХЛЕБОМ ЕДИНЫМ:  
УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ РАБОТОЙ  
БЮДЖЕТНИКОВ В СРАВНЕНИИ  
С РАБОТНИКАМИ ЧАСТНОГО СЕКТОРА**

Препринт WP3/2023/03

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва  
2023

УДК 331.28/29

ББК 65.053

К73

Редактор серии WP3  
«Проблемы рынка труда»  
*В.Е. Гимпельсон*

**Котырло, Е. С.**

К73 Не хлебом единым: удовлетворенность работой бюджетников в сравнении с работниками частного сектора (Электронный ресурс): препринт WP3/2023/03 / Е. С. Котырло; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2023. – 27 с. (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»).

Выбор места работы – в бюджетной сфере или в частном секторе – неслучайный. Учитывая наблюдаемый разрыв в зарплатах в пользу частного сектора, можно предположить, что существуют немонетарные виды компенсации потери в зарплате. Ожидается, что они проявляются в большей защищенности рабочих мест в бюджетной сфере в периоды рецессии и влияют на величину межсекторного разрыва в субъективной оценке удовлетворенности трудом (JS). Оценка на панельных данных с фиксированными индивидуальными эффектами позволяет решить проблему самоотбора в определенный сектор и сопоставить «премию» или «штраф» от выбора сектора в динамике. Исследование на данных РМЭЗ – НИУ ВШЭ показывает, что в период 2002–2021 гг. межсекторный разрыв в JS, а также его элементах – удовлетворенности трудовым контрактом, зарплатой и возможностями продвижения по карьерной лестнице – в целом был незначим. Это не исключает самоотбора в определенный сектор, но объясняет низкий уровень переходов между секторами. В пользу отрицательного самоотбора свидетельствует значимый межсекторный разрыв в JS в период кризиса в менее конкурентоспособных на рынке труда группах. В период пандемии женщины, молодые работники (17–34 года), а в другие периоды работники старше 55 лет, занятые в бюджетном секторе, оценивали JS значительно выше. Однако отрицательный самоотбор, скорее, имеет место для отдельных социально-демографических групп, а не для сектора в целом. Размер зарплаты, а также то, насколько она больше или меньше средней по профессии на локальном рынке труда, в меньшей степени влияет на JS бюджетников по сравнению с небюджетниками, подтверждая то, что бюджетники менее чувствительны к денежному вознаграждению и больше ценят возможности самореализации и чувство полезности работы для общества.

УДК 331.28/29

ББК 65.053

Ключевые слова: бюджетный сектор, частный сектор, удовлетворенность работой, межсекторный разрыв в удовлетворенности работой

*Котырло Е.С.* – д.э.н., PhD, профессор департамента прикладной экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики»; Российская Федерация, 101000, Москва, Покровский бульвар, д. 11; [ekotyrl@hse.ru](mailto:ekotyrl@hse.ru); ORCID: 0000-0003-1775-0898

Автор благодарит проф. НИУ ВШЭ Л.И. Смирных за обсуждение начального варианта исследования, рецензента черного варианта исследования с.н.с. Института социального анализа и прогнозирования РАНХиГС М.А. Карцеву, проф. НИУ ВШЭ В.Е. Гимпельсона за ценные советы на финальной стадии исследования, а также участников научного семинара «Проблемы рынка труда» Центра трудовых исследований за ценные советы и замечания.

Препринты Национального исследовательского университета  
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>

© Котырло Е.С., 2023

## 1. Введение

В предположении межсекторного равновесия JS не должна существенно различаться между секторами. Кризисные периоды в экономике или экономические реформы могут привести к кратковременному изменению состояния равновесия, если внешние трудовые перемещения малоэффективны. Анализ JS в динамике дает возможность понять, что влияет на межсекторные различия, учитывая денежные и неденежные факторы. Этот вопрос интересен по следующим причинам. Во-первых, частный сектор в России формируется на протяжении всего трех десятилетий. Следовательно, институционально он менялся более динамично, чем бюджетный сектор. Во-вторых, эти сектора пребывают во взаимовлиянии друг на друга как через обмен рабочей силой, так и через установление общего рыночного равновесия в ответ на изменения в одном из секторов. В кризисные годы бюджетники, предположительно, оценивают JS выше, показывая тем самым, что при относительно низком уровне заработной платы бюджетников неденежные факторы, такие как сохранение рабочего места и регулярность выплат, будут существенны в компенсации различий в заработной плате. В годы реформирования системы оплаты труда (2008–2010, 2012–2013) с целью улучшения положения работников бюджетного сектора разрыв в оценке удовлетворенности также ожидаемо должен был измениться. Предполагается, что долгосрочный эффект реформы наблюдается в течение нескольких лет после ее введения, а краткосрочный, связанный с кризисом, – в течение одного-двух лет.

Исследование опирается на работы, анализирующие JS в России, постсоциалистических и западных странах (в частности, (Barrero et al. 2022; Clark et al. 1997; Danzer 2019; Lévy-Garboua, Montmarquette 2004; Linz, Semykina 2012; Mateos-Romero, Salinas-Jiménez 2018; Senik 2004; Sousa-Poza, Sousa-Poza 2000)), а также на исследования роли абсолютной и относительной величины заработной платы в оценке JS (Дубновицкая 2021; Card et al. 2012; Clark, Oswald 1996; Clark et al. 2010; De la Garza et al. 2012; Lévy-Garboua et al. 2007; Linz, Semykina 2012).

Исследование основано на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) НИУ ВШЭ<sup>1</sup> и охватывает максимально доступный период наблюдений JS за 2002–2021 гг. Помимо удовлетворенности заработной платой, JS включает удовлетворенность перспективами профессионального роста и условиями трудового контракта. Метод оценки панельных данных с фиксированными эффектами позволяет элиминировать влияние неслучайности выбора сектора занятости. Кроме межсекторных различий, в исследовании также тестируется различие во влиянии абсолютной и относительной величины зарплаты на JS работников двух секторов. Оценки получены как для работников двух секторов в целом, так и для групп работников по уровню образования, полу, возрастным группам и размеру населенного пункта.

Исследование структурировано следующим образом. Раздел 2 представляет обзор литературы, поясняющий, как JS связана с удовлетворенностью жизнью в целом и

---

<sup>1</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН. Сайты обследования RLMS HSE: <http://www.hse.ru/rlms> и <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>.

величиной зарплаты. Модель представлена в разделе 3. Раздел 4 описывает структуру данных и характеристики работников частного сектора и бюджетной сферы. Результаты описаны в разделе 5. Выводы и ограничения исследования представлены в заключительном разделе.

## 2. Обзор литературы

### 2.1. Удовлетворенность работой в бюджетном и частном секторах

Многие исследования свидетельствуют о наличии премии в JS для работников госсектора (Danzer 2019); Франция и Великобритания: (Clark, Senik 2006); Великобритания: (Heywood et al. 2002); 20 европейских стран: (Luechinger et al. 2006); Германия: (Luechinger et al. 2010)). JS зависит от соответствия профессии и квалификации рабочему месту (Luechinger et al. 2006). В частности, в (Mateos-Romero, Salinas-Jiménez 2018) на данных по 17 странам ОЭСР установлено, что в JS наибольшее значение имеет соответствие полученных навыков требованиям рабочего места, тогда как соответствие образования рабочему месту играет большую роль в величине зарплаты. Однако нет оснований предполагать, что это соответствие лучше в госсекторе (Danzer 2019).

Неслучайный выбор сектора усложняет оценку влияния отдельных факторов на JS (Гимпельсон, Лукьянова 2006; Гимпельсон и др. 2018; Bargain, Melly 2008; Buelens, Van den Broeck 2007; Danzer 2019; De la Garza et al. 2012; Luechinger et al. 2010). На данных по России для периода 2000–2004 гг. Гимпельсон и Лукьянова (2006) показывают, что неслучайность выбора бюджетного сектора диктуется не только индивидуальными предпочтениями, но и отраслевой структурой, а также монопроизводством локальных рынков труда. В частности, устанавливается, что вероятность быть бюджетником выше в небольших населенных пунктах и менее развитых регионах. Авторы приходят к выводу о том, что бюджетникам недоплачивают.

Согласно теории компенсирующих различий, денежное вознаграждение компенсирует те аспекты рабочего места, которые создают ощущение дискомфорта, и в предположении совершенного рынка этим объясняются профессиональные и отраслевые различия в заработной плате (Rosen 1987). Исследования последних лет свидетельствуют о том, что работники госсектора больше удовлетворены работой, указывая при этом разные причины межсекторного разрыва в JS. Журавлева (2016) и Danzer (2019) считают, что разрыв может объясняться межсекторными различиями в требованиях к работникам и характеристиках рабочих мест (например, их отраслевой специфике). Журавлева (2016) на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1994–2014 гг. обнаруживает в госсекторе более широкий спектр предоставляемых социальных льгот (таких как оплата путевок в санатории, расходы на медицинское обслуживание, дотации на транспорт и питание, содержание детей в дошкольных учреждениях), что объясняет примерно половину межсекторного разрыва в заработной плате.

Danzer (2019) для периода после массовой приватизации 1990-х в постсоветских странах находит, что в госсектор более вероятно попадают работники с относительно низкой JS, менее инициативные и несклонные рисковать. При этом работа в госсекторе дает им большую удовлетворенность или «премию». Об отрицательном отборе в госсектор свидетельствует исследование (Luechinger et al. 2010) на данных по Германии, тогда как в Великобритании обнаруживается положительный отбор (Heywood et al. 2002). В работе (Buelens, Van den Broeck 2007) сравниваются работники частного и государственного секторов Бельгии. Исследователи приходят к выводу, что работники госсектора меньше мотивированы внешней оценкой работы (в том числе карьерой и

зарплатой), и выбор сектора диктуется достижением сбалансированности личной жизни и работы. Valabanova et al. (2016) и Gorodnichenko, Peter (2007) считают, что рабочие места в госсекторе компенсируют более низкий уровень зарплаты возможностью капитализации социальных связей и использования должности для удовлетворения личных интересов. Cappellari (2002) (Италия) и Dickson et al. (2014) (европейские страны) указывают на то, что занятость в госсекторе связана с большей определенностью относительно зарплат в долгосрочном периоде, что может играть роль в межсекторных различиях в JS.

Неслучайность отбора сказывается на распределении в бюджетный и частный сектора по полу (Гимпельсон и др. 2018; Bargain, Melly 2008). В частности, в России женщины с большей вероятностью работают в бюджетном секторе, чем мужчины (Гимпельсон и др. 2018), что согласуется с тем, что женщины в среднем меньше склонны к риску. При прочих равных женщины лучше оплачиваются в госсекторе, а мужчины – в частном секторе (Bargain, Melly 2008; Lucifora, Meurs 2006; Melly 2005). Таким образом, на JS и величину межсекторного разрыва влияет множество факторов, совокупное действие которых неоднозначно.

## ***2.2. Роль зарплаты в JS***

Зарплата признается важным фактором JS (см., например, США: Card et al. 2012; Германия: Grund, Rubin 2017; Япония: De la Garza et al. 2012; межстрановой анализ: Sousa-Poza, Sousa-Poza 2000). Sousa-Poza, Sousa-Poza (2000), сравнивая западные и постсоциалистические страны, показывают, что уровень зарплаты играет важную роль в JS только для постсоциалистических стран. Grund, Rubin (2017) утверждают, что уровень зарплат важен для низкооплачиваемых работников, а для работников, имеющих зарплату выше средней, такой связи не обнаруживается.

В краткосрочном периоде зарплата в бюджетном секторе может быть существенно ниже, чем в частном (Журавлева, 2016; Лукьянова, Гимпельсон 2006; Adamchik 1999; Gorodnichenko, Sabirianova 2006). Это, как правило, связывается со спецификой экономик, переживающих переход от планового хозяйствования к рыночному. Межсекторные различия в зарплате, тем не менее, не приводят к массовому перетоку из одного сектора в другой (Шарунина 2013). В развитых странах существенных межсекторных различий в зарплате не наблюдается (Bargain, Melly 2008; Lausev 2014), или, наоборот, зарплата в госсекторе даже выше (Mahuteau et al. 2017; Melly 2005; Lucifora, Meurs 2006; Lausev 2014). Lucifora, Meurs (2006), Machado, Mata (2004), Melly (2005) указывают, что разрыв в зарплатах зависит от квантиля распределения. В частности, премия для бюджетников существует в низкооплачиваемой части распределения. Она меньше в странах, где регулирование рынка труда больше выражено (Bargain, Melly 2008; Lucifora, Meurs 2006). Bargain, Melly (2008) объясняют премию низкооплачиваемым работникам в бюджетной сфере тем, что лучших из этого сегмента привлекает защищенность рабочих мест, тогда как это в меньшей степени мотивирует выбор сектора высокооплачиваемыми работниками. Несмотря на отсутствие межсекторного разрыва в зарплате в развитых странах, в долгосрочном периоде премия за работу в госсекторе формируется за счет меньшего риска потерять работу и стабильной зарплаты (Cappellari 2002; Dickson et al. 2014; Luechinger et al. 2010).

Следуя гипотезе об относительной важности доходов, восходящей к работам Duesenberg (1949) и Easterlin (1974), наряду с абсолютной величиной, относительная величина зарплаты нередко включается в модель для JS (см., например, Card et al. 2012; Clark, Oswald 1996; Clark et al. 2010; De la Garza et al. 2012; Lévy-Garboua et al. 2007; Sousa-Poza, Sousa-Poza 2000). Существуют разные мнения о том, что служит базой для

сравнения – заработные платы коллег, уровень зарплат на локальном рынке труда (Дубновицкая 2021; Card et al. 2012; De la Garza et al. 2012; Linz, Semykina 2012; Sousa-Poza, Sousa-Poza 2000) или собственный рост трудовых доходов по сравнению с прошлым или совокупностью прошлых периодов (Easterlin 1974; Lévy-Garboua et al. 2007). Card et al. (2012) находят, что восприятие того факта, что зарплата ниже уровня коллег, имеет больший эффект на снижение JS, чем то, как зарплата выше среднего уровня влияет на увеличение JS. Linz и Semykina (2012) сравнивают эффект зарплат коллег на JS в Армении, Казахстане, Киргизии, России и Сербии и находят, что в России этот эффект положителен, тогда как, например, в Киргизии и Сербии – отрицателен. Дубновицкая (2021) разделяет вклад зарплат в JS на предсказанную для индивида с определенными социально-демографическими характеристиками и отклонение фактической от предсказанной. На данных РМЭЗ НИУ ВШЭ 2002–2018 гг. она демонстрирует, что превышение фактической зарплат над предсказанной существеннее в JS, чем сама величина предсказанной зарплат. Но и последняя играет в JS важную роль. Средняя отраслевая зарплата отрицательно коррелирует с JS в западных странах, что интерпретируется как снижение JS на фоне роста зарплат «окружения» (Clark, Oswald 1996; Clark et al. 2008). Однако для России установлена положительная связь JS с уровнем зарплат по отрасли (Senik 2004), объясняемая тем, что после пережитого длительного периода рецессии и неопределенности рост среднего уровня зарплат служит сигналом о ее росте в будущем.

### ***2.3. Роль половозрастной структуры рабочей силы в JS***

Изменения половозрастной структуры рабочей силы могут усиливать или нивелировать временные эффекты JS и величину межсекторного разрыва, следовательно, изменение возрастной структуры рабочей силы может быть причиной наблюдаемых временных эффектов. Исследования указывают на относительно низкую JS в период 25–40 лет (см., например, Великобритания: Clark et al. 1996; Канада: Lévy-Garboua, Montmarquette 2004). Lévy-Garboua, Montmarquette (2004) демонстрируют, что с возрастом относительный рост или снижение зарплат играют меньшую роль в JS. Женщины, как правило, менее удовлетворены работой (Clark et al. 1997). Однако гендерные различия незначимы для молодежи, работников с высшим образованием и в профессиях, где преобладают работники-мужчины (Clark et al. 1997). Linz, Semykina (2013) находят, что для мужчин JS связана с внешней оценкой, то есть повышением зарплат, продвижением по карьерной лестнице или просто похвалой шефа, тогда как для женщин важны не только оценки других, но и самореализация на работе – возможность научиться чему-то новому, принимать самостоятельные решения.

### ***2.4. Удовлетворенность работой в контексте особенностей адаптации российского рынка труда в кризисные периоды***

В анализе динамики JS необходимо учитывать специфику изменений на рынке труда в кризисные и реформенные периоды. Нам неизвестны исследования, которые представляли бы анализ влияния макрошоков на JS в России. Западные исследования свидетельствуют, что к росту доходов формируется привыкание, в частности, субъективные оценки уровня жизни не меняются с динамикой доходов (Германия: Di Tella et al. 2010). Косвенно это свидетельствует об инерционности JS как субъективной оценки. В то же время кризисные колебания зарплат могут влиять на величину межсекторного разрыва JS.

Гимпельсон и Капелюшников (2015) отмечают, что подстройки рынка труда к макроэкономическим шокам происходят не за счет снижения спроса на труд (на

внешнем рынке), а за счет снижения цены труда (переменной части зарплаты) и сокращения спроса на труд (внутри предприятий) вследствие перехода к неполной занятости. Помимо этого, неформальная занятость «абсорбирует высвобождающийся труд» (Гимпельсон, Капелюшников 2015). Однако структурный кризис 2008–2009 гг. привел как к заметному снижению уровня занятости и росту безработицы, так и к снижению переменной части зарплаты, переводу работников на неполный рабочий день и предоставлению отпусков по инициативе администрации (Там же). Этот кризис совпал с существенным увеличением МРОТ, запланированным ранее, который привел к увеличению зарплаты бюджетников примерно на 15% (Там же). Также начиная с 2008 г., а в некоторых отраслях с 2007 г. (инициирование Национальных проектов) происходил переход на новую систему оплаты труда (НСОТ), который был наиболее интенсивным в 2009–2010 гг. (Колосницына, Владимирская 2010). НСОТ обозначил возврат от единой тарифной системы к системе окладов (постоянной части) и надбавок (переменной части) в оплате труда бюджетников. Таким образом, период 2008–2009 гг. мог повлиять как на снижение JS, так и на увеличение межсекторного разрыва.

Gimpelson et al. (2019) анализируют межсекторный разрыв в зарплате в период 2005–2015 гг. Они демонстрируют, что государственная политика, направленная на сокращение разрыва, а именно переход на НСОТ, Майские указы и резкое повышение МРОТ в 2008 гг., была успешной и привела к сокращению разрыва, но не к его устранению. Однако нельзя однозначно связать сокращение разрыва именно с этими мерами, поскольку по времени они совпали с кризисом 2008–2009 гг., приведшим к стагнации зарплаты в частном секторе, и кризисом 2014–2015 гг.<sup>2</sup>, который замедлил как процессы реформирования зарплаты в бюджетной сфере, так и темпы роста зарплат в частном. Кроме того, эффект был неоднородным по квалификационным, образовательным группам и регионам, дополнительно, но по-разному реализовавшим меры по повышению зарплат в бюджетной сфере. Оставшийся к 2015 г. разрыв, по мнению Gimpelson et al. (2019), в основном объясняется различиями в отраслевой и профессиональной структуре занятых в двух секторах. Другая причина межсекторных различий связывается с разной продолжительностью рабочего времени, особенно в низкооплачиваемых группах.

В период ограничений, связанных с коронавирусом 2020–2021 гг., характеризовавшийся массовым переходом на дистанционную работу, сокращением объема услуг, требующих контактов с клиентами, рост увольнений не наблюдался (Гимпельсон 2022). В ожидании скорого снятия карантинных мер работодатели не спешили ни увольнять, ни нанимать новых работников (Там же). Снижение уровня зарплат в 2020 г. практически не затронуло бюджетников и работников обрабатывающих производств, ИКТ и финансовой сферы, но наблюдалось в строительстве, на транспорте, в торговле и услугах, а также на малых и микропредприятиях, самозанятых и занятых в неформальном секторе экономики (Гимпельсон 2021; Капелюшников 2022). В бюджетной сфере, а именно науке и культуре, в этот период практиковались переводы на сокращенный график работы (Капелюшников 2022).

Зарубежные исследования JS в период пандемии не дают однозначной оценки влиянию на него массового распространения дистанционной занятости (Barrero et al.

---

<sup>2</sup> В 2014 г. произошло падение мировых цен на нефть, падение курса рубля, были введены санкции со стороны западных стран и ответные контрсанкции. Снижение реальной оплаты труда в 2015 г. ожидалось больше, чем в 2008–2009 гг. из-за высоких темпов инфляции (Гимпельсон, Капелюшников 2015). Однако сокращение затрат труда внутри предприятий наблюдалось в меньшей степени (Там же).

2022). С одной стороны, наблюдался рост удовлетворенности благодаря возможности работать из дома и лучше совмещать домашние обязанности с работой (Bellmann, Hübler 2021), сокращению числа деловых переговоров как причины стресса (Германия: Wöhrmann, Ebner 2021). С другой стороны, продвижение по карьере могло замедлиться (США: Golden, Eddleston 2020), а недостаток общения с коллегами и руководителем мог стать причиной роста неудовлетворенности работой (Wöhrmann, Ebner 2021). Laß et al. (Австралия: 2023) находят, что рост JS в период пандемии наблюдался главным образом среди женщин с малолетними детьми, тогда как другие категории работников не продемонстрировали какого-то значимого изменения в оценках. Наоборот, Капелюшников (2022) указывает на снижение предложения труда, в частности со стороны женщин из-за необходимости совмещения работы и возросших затрат на присмотр за детьми, учившимися онлайн и не посещавшими детские сады. Соболева и Соколов (2021) связывают возросшее бремя домашних обязанностей женщин с детьми со снижением удовлетворенности жизнью. Эти факты косвенно свидетельствуют о возможном снижении JS для данной категории в России.

Несмотря на большой интерес к объяснению JS в целом и межсекторному разрыву в JS, эта тема остается недоизученной для периода 2000–2020-х годов в России, когда национальная экономика существенно продвинулась в формировании рыночных отношений, а соотношение занятых в частном и государственном секторе стабилизировалось. Это объясняет фокус статьи на анализе различий в условиях занятости в двух секторах через субъективную оценку JS, позволяющей показать, в какой мере межсекторные различия в зарплате компенсируются немонетарными факторами. В статье также тестируется роль относительной и абсолютной роли заработной платы в JS.

### 3. Модель

В оценке межсекторного разрыва JS возникает проблема эндогенности, связанная с неслучайным выбором бюджетного или частного сектора индивидом. Для ее решения используются разные пути. Так, например, Card et al. (2012) и Danzer (2019) используют метод инструментальных переменных, используя экспериментальные данные. Другой подход – это использование панельных данных, где фиксированные индивидуальные эффекты (FE) позволяют устранить смещение оценок, связанное с самоотбором (см., например, Clark, Senik 2006; Heywood et al. 2002).

Фокус исследования – это дополнительные временные эффекты в JS бюджетников, оцениваемые набором бинарных переменных, которые, согласно Ai, Norton (2003), некорректно оценивать в модели дискретного выбора<sup>3</sup>. Поэтому ранжированные оценки JS преобразованы в величины, имеющие непрерывное распределение (см. Cornelißen 2009, пример в прил. 1<sup>4</sup>), что позволяет применить линейную регрессионную модель для панельных данных с фиксированными эффектами. Преобразование осуществлено по каждому году в отдельности в предположении, что на представления об удовлетворенности работой влияет как текущая социально-экономическая ситуация в целом, так и изменения в восприятии ценностей. Модель позволяет устранить как наблюдаемую, так и ненаблюдаемую неоднородность индивидов, неизменную во

---

<sup>3</sup> В работе речь идет о бинарном выборе, но логика рассуждений также применима к модели упорядоченного выбора, соответствующей данной задаче.

<sup>4</sup> Приложение размещено в репозитории Mendeley Data и доступно по ссылке: Kotyrló, Elena (2023), “Satisfaction with Work in the Public and Private Sector in Russia (2002–2021)”, Mendeley Data, V1, doi: 10.17632/fydxshd38j.1.



времени. Временные эффекты для обоих секторов включены как бинарные переменные ( $T$ ) и произведение бинарной переменной «год» на сектор ( $Public = 1$  для бюджетной сферы, 0 – иначе), что позволяет отследить межсекторный разрыв в JS и динамику JS по секторам.

Влияние относительного и абсолютного размера зарплаты (преобразована к логарифму и дефлирована) тестируется тремя способами. Спецификация 1 не включает показателей зарплаты. Спецификация 2 отражает роль индивидуальной зарплаты индивида в JS. Спецификация 3 показывает роль в JS предсказанного значения зарплаты как сравнения с окружением и разности между зарплатой и предсказанным значением с учетом характеристик индивида, домохозяйства, рабочего места и локального рынка труда (см. Linz, Semykina 2012; Дубновицкая 2021)<sup>5</sup>. Спецификация 4 демонстрирует, как соотношение зарплаты с медианным значением для определенной профессиональной группы на локальном рынке труда (см. Card et al. 2012) влияет на JS. Нельзя исключать и обратной связи между удовлетворенностью работой и зарплатой, исходя из предположения, что довольный работник более продуктивен. Эндогенность можно было бы преодолеть включением лаговых измерений зарплаты. Учитывая, что интерес исследования состоит в установлении связи между зарплатой и удовлетворенностью труда в текущей экономической обстановке, в модель включены текущие измерения, что не позволяет делать вывод о причинно-следственной связи, но дает возможность установить ассоциативную связь при прочих равных.

В качестве контрольной переменной, меняющейся от года к году, в модель включен логарифм продолжительности рабочего времени ( $wh$ ). Модель выглядит следующим образом:

$$JS_{it} = \beta_0 + \beta_1 Public_i + \sum_t \beta_{2t} T_t + \sum_t \beta_{3t} T_t Public_i + wage'_{j,it} \gamma_1 + wage'_{j,it} Public_i \gamma_2 + wh_{it} \delta + \varepsilon_{it} .$$

Здесь  $\beta_1$  демонстрирует, есть ли постоянное межсекторное различие в удовлетворенности работой (положительный знак – в пользу бюджетников),  $\beta_{3t}$  – вектор параметров, отражающих межсекторные различия в момент времени  $t$ , а временные шоки  $\beta_{2t}$  отражают динамику JS, общую для секторов. Коэффициент  $\gamma_1$  отражает ассоциативную связь абсолютной или относительной зарплаты и JS, а  $\gamma_2$  – это дополнительный вклад зарплаты бюджетников в эту связь.

Для проверки устойчивости результатов модель оценивается в подвыборках для работников, имеющих среднее, высшее и не имеющих образование, для женщин и мужчин, для работников в возрасте до 17–34, 35–44, 45–54 и старше 55 лет<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Модель для расчета зарплаты включает пол, брачный статус, категориальную оценку состояния здоровья, уровень образования, наличие подчиненных, дамми для отрасли, бюджетной сферы, года, размера фирмы, типа населенного пункта, региона и логарифм дохода других членов домохозяйства на одного члена с пересчетом по шкале ОЭСР. Это же уравнение используется для декомпозиции зарплаты на предсказанное значение и отклонение от предсказанного. Модель оценивается со случайными эффектами (RE) и кластеризацией по индивидам. Поскольку размер выборки достаточно велик, мы используем то, что оценки со случайными и фиксированными эффектами асимптотически идентичны, но первые более эффективны. Необходимость использования RE-модели связана с тем, что FE-модель не позволяет включить в анализ объясняющие переменные, не меняющиеся во времени.

<sup>6</sup> На предварительном этапе распределение JS было проанализировано на подвыборках мужчин и женщин. Установлено, что возрастные пороги значимо не отличаются по полу. Наименьшие оценки характерны для группы 35–44 лет, а самые высокие – для 55+.

В предположении, что роль занятости в бюджетном секторе отличается в мало- и густонаселенных населенных пунктах, оценки получены для подвыборок по размеру населенного пункта (до 100 тыс. человек, от 100 до 250 тыс. человек, от 250 до 500 тыс. человек и свыше 500 тыс. человек). С учетом автокорреляции ошибок в модели с большим числом временных эффектов используются стандартные ошибки с кластеризацией по индивидам.

#### 4. Данные

В РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2002–2021 гг. содержатся ответы работающих респондентов на четыре типа JS (1 – полностью удовлетворен, 5 – полностью не удовлетворен):

JS1 – насколько Вы удовлетворены или не удовлетворены Вашей работой в целом;

JS2 – насколько Вы удовлетворены или не удовлетворены условиями Вашего труда;

JS3 – насколько Вы удовлетворены или не удовлетворены оплатой Вашего труда;

JS4 – насколько Вы удовлетворены или не удовлетворены возможностями Вашего профессионального роста.

Выборка сформирована из работников, продолжительность рабочего времени которых составляла от 120<sup>7</sup> до 400 часов в месяц. В бюджетный сектор отобраны занятые в учреждениях и предприятиях, в которых государство является единственным собственником (не включены занятые в органах государственного управления, военно-промышленном комплексе и силовых ведомствах)<sup>8</sup>. В частный сектор отобраны занятые в организациях, в которых государство не имеет доли собственности. Как подчеркивают Clark et al. (2008), модель с фиксированными эффектами не решила бы проблему самоотбора, если бы в выборке оставались работники, сменившие сектор. Поэтому в выборку попали только те индивиды, которые в текущем году оставались на прежнем месте работы и в прежней должности, что и в прошлом году. Это позволяет не смешивать в оценках JS эффекты колебаний экономической активности с индивидуальными успехами отдельных работников. В целом за 2002–2021 гг. на бюджетников приходится 40,0% наблюдений в полученной выборке. Всего в выборке 69,7 тыс. наблюдений для 18 тыс. индивидов. Средний период наблюдений – 4 года. Переходы из бюджетного в частный за 2002–2021 гг. составляют 8,6% от работающих в бюджетном секторе, а из частного в бюджетный – 5,0% от работающих в частном<sup>9</sup>.

Тест Манна – Уитни (Wilcoxon – Mann – Whitney rank-sum test (Mann, Whitney 1947) и тест медиан по каждому году за 2002–2021 гг. в отдельности, позволяющие сравнить исходные ранжированные JS, демонстрируют, что устойчиво значимые

---

<sup>7</sup> Нижняя граница выбрана так, чтобы в выборку вошли занятые на полную или почти полную ставку с учетом короткого рабочего дня в некоторых профессиях.

<sup>8</sup> Распределение тех, кто вошел и не вошел в выборку, в двух секторах примерно одинаково по размеру предприятий. Однако доля наблюдений для женщин в выборке в бюджетном секторе в выборке значимо выше, чем в исключенных отраслях: 68,1% против 52,8%.

<sup>9</sup> Следует отметить, что в матрице переходов не учитываются другие состояния: переходы в отрасли и из отраслей, которые не включены в выборку; переходы в незанятость и из нее, а также переходы в предприятия и обратно, имеющие смешанную форму собственности.

межсекторные различия в JS наблюдаются только в удовлетворенности зарплатой (в пользу работников частного сектора)<sup>10</sup>.

Сопоставление индивидуальных характеристик и локального рынка труда (прил. 2, табл. 1) с помощью *t*-теста<sup>11</sup> позволяет сделать следующие выводы. В бюджетной сфере мужчин примерно треть (на 2021 г.), тогда как в частном секторе их больше половины. Бюджетники старше небюджетников в среднем на 4 года. Возрастная группа бюджетников 45–54 года наиболее многочисленная – 40,4%; 11,3% бюджетников старше 55 лет. Небюджетники равномерно распределены по возрастным группам моложе 55 лет (примерно 28–32%), только 5,7% – это работники старше 55 лет. Распределение по возрастным группам объясняет то, что бюджетники реже (на 7 п.п.) оценивают состояние здоровья как хорошее или отличное. Почти половина бюджетников имела высшее образование, тогда как меньше трети работников имели этот уровень образования в частном секторе. Доля работающих в бюджетной сфере в небольших населенных пунктах до 100 тыс. человек наиболее высока (40,1%), что подтверждает выводы Гимпельсона и Лукьяновой (2006), сделанные для более раннего периода. В более крупных городах доля бюджетников варьирует от 28,0% до 31,7%. Бюджетники дольше работают на последнем рабочем месте (11,7 против 7,1 лет). Зарплата в частном секторе значимо выше (37,3 тыс. руб. против 31,6 тыс. руб. в ценах 2021 г.), так же, как и доход других членов домохозяйства в пересчете на одного члена<sup>12</sup> (15,4 против 14,5 тыс. руб.). Не наблюдаются межсекторные различия в брачном статусе и наличии детей до 9 лет.

В табл. 2 (прил. 2) показаны межсекторные различия в условиях занятости в предкризисные годы: 2007-й и 2018-й. Работники частного сектора чаще оказываются в вынужденном отпуске по инициативе администрации (2,1% против 1,0%), но чаще получают повышение. В бюджетной сфере более вероятна смена позиции с понижением, но риск не превышает 1%. Бюджетники гораздо чаще испытывают полное доверие к коллегам и руководителю: 73,2% бюджетников против 68,0% работников частного сектора полностью доверяют или скорее доверяли руководителю, а 85% против 81% полностью доверяют или скорее доверяли коллегам в 2018 г. Бюджетники чаще считают свою работу полезной: 96,4% против 93,1%.

Таблица 3 (прил. 2) демонстрирует различия в условиях занятости, по которым респонденты опрашивались до 2010 г. включительно<sup>13</sup>. Бюджетники значимо чаще имели возможность уйти в оплачиваемый отпуск (99,3% против 82,4%). Также у бюджетников была практически 100%-я возможность уйти на оплачиваемый больничный или отпуск по уходу за ребенком. В частном секторе соответствующие показатели – 78,6% и 66,6%. В бюджетном секторе больше возможностей лечиться в ведомственном учреждении или за счет предприятия (24,8% против 12,6%), компенсировать отдых в санаториях и т.д. (30,0% против 12,2%), содержание детей в дошкольных учреждениях (5,2% против 1,8%), проезд на работу (10,9% против 7,4%) и дополнительное профессиональное обучение (31,0% против 13,6%). В частном секторе чаще компенсируют ремонт жилья (4,1% против 3,1%), а в бюджетном оплачивают аренду жилья (1,9% против 1,3%). Примерно 9–10% работников получают льготное питание в обоих

---

<sup>10</sup> Результаты доступны по запросу.

<sup>11</sup> Годы 2018 и 2007 выбраны как благополучные (предкризисные). Интервал в 11 лет позволяет оценить динамику в характеристиках.

<sup>12</sup> Пересчет сделан по шкале ОЭСР.

<sup>13</sup> Поскольку различия между 2010 г. и 2007 г. незначительны, здесь приводятся результаты сравнения на последний доступный год опроса – 2010-й.

секторах. Таким образом, характеристики работников и рабочих мест двух секторов свидетельствуют о наличии как наблюдаемых, так и ненаблюдаемых характеристик, компенсирующих различия в зарплате и объясняющих неслучайный выбор сектора.

## 5. Результаты

### 5.1. Оценка динамики и межсекторного разрыва в заработной плате и JS

Можно предположить, что динамика JS повторяет динамику зарплаты<sup>14</sup> (рис. 1а). Оценки межсекторного разрыва в зарплате<sup>15</sup> (рис. 1б) демонстрируют наличие разрыва в зарплатах в пользу работников частного сектора (максимальный –31,2% в 2002 г.), но также свидетельствуют об опережающем росте уровня зарплаты в бюджетном секторе. Начиная с 2018 г. средняя зарплата значимо не различается между секторами. Разрыв также заметно сокращается в кризисный 2009 г., что свидетельствует о значимом снижении зарплат в частном секторе в этот год (на 4% по сравнению с базовым 2007 г.) (тренд сопоставим с результатами, полученными в (Gimpelson et al. 2019)).

Оценки JS<sup>16</sup> для выборки в целом представлены в табл. 1. Таблицы 1–14 (прил. 3) демонстрируют оценки модели по выборке и подвыборкам полностью. Таблицы организованы следующим образом. Оценки для показателей удовлетворенности JS1–JS4 представлены в четырех вышеуказанных спецификациях. Динамика JS1–JS4 для небюджетников в выборке в целом в спецификации 2 демонстрируется на рис. 2, а межсекторный разрыв – на рис. 3.

Несмотря на то что зарплата существенно влияет на JS, временные эффекты, характеризующие динамику JS, остаются значимыми как с включением, так и без включения показателей оплаты труда. Следовательно, колебания JS связаны не только с колебаниями зарплаты. Динамика удовлетворенности работой в целом (JS1), удовлетворенность контрактом (JS2) и удовлетворенность продвижением по службе (JS4), скорее, демонстрируют обратную изменению зарплаты динамику<sup>17</sup>. Самые низкие оценки JS1, JS2 и JS4 приходятся на период между двумя кризисами: 2008–2009 и 2015 гг., тогда как средняя дефлированная зарплата в частном секторе демонстрировала в эти периоды наиболее высокие значения. Рост зарплат в нулевые сопровождался снижением JS. Удовлетворенность зарплатой также демонстрирует снижение оценок во времени в период роста средней зарплаты. Стагнация зарплаты 2015 г. сопровождалась относительно постоянным уровнем JS. В 2021 г. JS1, JS2 и JS4 впервые оказались значимо выше базового уровня, тогда как JS3 – значимо ниже. Эффект можно связать с распространением дистанционной занятости, более комфортной для

---

<sup>14</sup> Здесь используется оценка логарифма зарплаты, описанная выше. Оценки динамики соответствуют полученным в работе (Гимпельсон, Капелюшников, 2023, с. 11), за исключением периода после 2015 г., в который по рынку в целом наблюдалась стагнация зарплаты, а рост объяснялся ростом зарплат в бюджетном секторе.

<sup>15</sup> Здесь и далее базовый год – 2007-й. Это позволяет видеть оценки для кризиса 2008–2009 гг. в сравнении с предыдущим. Для кризисов 2014–2015 гг. и 2020–2021 гг. значимость временных эффектов в сравнении с предкризисным периодом можно определить с помощью теста Вальда (доступно по запросу).

<sup>16</sup> Для удобства интерпретации JS преобразованы в оценки с обратной шкалой, максимальное значение соответствует максимальной удовлетворенности.

<sup>17</sup> Оценки свидетельствуют о том, что уровень зарплат стремительно рос в 2007 г., был максимальным в 2008 и 2012–2013 гг., а с 2016 г. находится на уровне 2006 г., что ниже ее уровня между кризисами 2009 и 2014 гг. на 15–20%.

работников, судя по удовлетворенности трудом, за исключением удовлетворенности зарплатой.

## **5.2. Межсекторный разрыв в JS**

Оценки свидетельствуют об отсутствии значимого постоянного межсекторного разрыва в JS (табл. 1). Это подтверждает существование долгосрочного межсекторного равновесия на рынке труда, объясняющего низкую долю межсекторных переходов работников при существующем разрыве в уровне зарплат. За наблюдаемыми временными эффектами в межсекторном разрыве может скрываться несколько процессов: 1) изменение JS бюджетников на фоне стабильной субъективной оценки JS небюджетниками; 2) наоборот, стабильные оценки JS бюджетников на фоне изменения JS небюджетников; 3) одновременный разнонаправленный процесс; 4) одновременные однонаправленные изменения. В последнем случае изменения как таковые не будут идентифицированы величиной межсекторного разрыва.

В кризисные периоды прослеживаются эффекты для отдельных субъективных оценок JS и подгрупп. В 2009 г. у бюджетников значимо выше оказывается JS4. В этот кризис бюджетники 55+ больше были удовлетворены зарплатой, а работающие в крупных городах выше оценивали JS3 и JS4. Мужчины-бюджетники и бюджетники с высшим образованием выше оценивали JS1. Происходящие изменения не связаны с динамикой JS1 в частном секторе, за исключением работников с высшим образованием, которые в частном секторе были меньше удовлетворены работой в целом. Ожидаемый «защитный» механизм также проявляется в 2014 и 2015 гг. в росте удовлетворенности зарплатой бюджетников со средним образованием. Наоборот, группа бюджетников 55+ ниже оценивала JS2. В 2020–2021 гг. бюджетники в целом, а также женщины, работники в возрасте 17–34 года и те, кто работал в городах с численностью свыше 250 тыс. человек, выше оценивали JS3. Однако межсекторный разрыв увеличился на фоне существенного снижения JS3 в частном секторе. Поскольку в период пандемии JS1 возросла в частном секторе, в том числе в группах мужчин, работников со средним образованием, в возрасте 35–44 года, в городах с численностью свыше 250 тыс. человек, отсутствие значимого межсекторного разрыва следует интерпретировать как рост JS1 также и у бюджетников.

Оценки свидетельствуют от том, что кризисные периоды влияют на межсекторный разрыв в JS, но характер кризиса и адаптация к новым условиям объясняют, для каких категорий занятость в бюджетном секторе обеспечивает дополнительную защиту. Например, в структурный кризис 2008–2009 гг. занятость в бюджетном секторе послужила «тихой гаванью» для относительно конкурентоспособных групп работников, в частности мужчин и имеющих высшее образование. Наоборот, женщины и работники в возрасте 17–34 года, менее конкурентоспособные на рынке труда, будучи занятыми в бюджетном секторе, больше были удовлетворены зарплатой в период пандемии. Следует также отметить, что бюджетники в возрасте 55+ выше оценивали JS3 не только в кризисные периоды, но и в спокойные 2011–2014 гг. А бюджетники в возрасте 17–34 года были больше удовлетворены продвижением по службе в 2012 г. Таким образом, менее конкурентоспособные группы на рынке труда оказываются больше удовлетворены работой, будучи занятыми в бюджетном секторе. Это свидетельствует о возможном отрицательном отборе в бюджетный сектор работников из этих категорий. В то же время отсутствие каких-либо значимых межсекторных различий в JS для работников в наиболее производительных и более конкурентоспособных возрастах 35–44, 45–54 года говорит о том, что отрицательный самоотбор, скорее, характерен для отдельных групп, а не для сектора в целом.

Результаты не подтверждают того, что государственная политика, направленная на повышение оплаты труда бюджетников, как-либо повлияла на JS, поскольку межсекторный разрыв не демонстрирует существенных скачков в связи с введением НСОТ или действием «майских указов». Это может свидетельствовать как об инерционности JS, так и том, что помимо денежной мотивации существуют и важные неденежные факторы JS.

### **5.3. Влияние относительной и абсолютной величины зарплаты на JS**

Относительный уровень зарплаты влияет на JS, если не включен ее абсолютный размер. Он значим и демонстрирует ожидаемые знак и величину, близкую к тем, что соответствуют оценкам влияния собственной зарплаты работника на JS. Последняя существенна в оценке по всем показателям JS1–JS4 и добавляет 0,22–0,48 ст. откл. на 1 п.п. изменения зарплаты. Если же включить абсолютное и относительное измерение зарплаты, то только первое остается значимым. Из этого можно заключить, что средний работник хорошо информирован о доступном для него уровне зарплаты и адекватно оценивает то, что имеет. Различие зарплаты с прогнозной добавляет к JS 0,23–0,49. Наибольший вклад показатели относительной и абсолютной зарплаты вносят в JS3. И для бюджетников, и для работников частного сектора то, что зарплата выше медианной, существенно меняет JS3 (0,51), но также повышает удовлетворенность и по остальным показателям. Зарплата ниже медианной влияет на удовлетворенность JS1–JS4 в меньшей степени (–0,24 для JS3). Результаты отличаются от тех, что получены Card et al. (2012) и согласуются с результатами по постсоветским странам, свидетельствующими о том, что более высокий уровень зарплаты на рынке труда воспринимается работниками, скорее, положительно, как наличие положительного тренда в условиях занятости.

Бюджетников в целом меньше беспокоит то, что зарплата ниже той, какую они могли бы иметь с теми характеристиками человеческого капитала, которыми обладают. Они придают меньшее значение размеру собственной зарплаты в JS1 (–0,053) и отклонению от возможной зарплаты (–0,080). В остальном различия незначимы. JS и работников частного сектора, и бюджетников одинаково связано с тем, насколько зарплата выше или ниже медианной.

### **Выводы**

Исследование межсекторного разрыва в JS на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за период 2002–2021 гг. демонстрирует, что в кризисные годы межсекторное равновесие кратковременно нарушается. С одной стороны, частный сектор быстрее корректирует зарплаты к инфляционному изменению цен, но он же проявляет и большую гибкость в инициировании мер, позволяющих снизить расходы на оплату труда в кризисный период. Бюджетный сектор более устойчив к макроэкономическим шокам в плане сохранения уровня и условий занятости. Оценки свидетельствуют, что бюджетный сектор служит «тихой гаванью» для менее конкурентоспособных групп: в возрастах 17–34 года, 55 лет и старше, а также женщин. Это может свидетельствовать об отрицательном отборе в бюджетный сектор именно в этих категориях. Конкурентоспособные группы, мужчины, а также работники с высшим образованием выше оценивали удовлетворенность работой в бюджетном секторе только в структурный кризис 2008–2009 гг. В целом это может свидетельствовать о компенсации межсекторного разрыва в зарплате условиями занятости.

Результаты показывают, что субъективная оценка JS – это относительно стабильный показатель, мало подверженный изменениям вследствие колебаний зарплаты, кризисов и государственных реформ в области занятости. Несмотря на опережающий рост доходов бюджетников и устранение межсекторного разрыва в зарплате с 2018 г., межсекторный разрыв в JS был и остается в целом незначимым. Это созвучно выводам, сделанным для субъективной удовлетворенности жизнью, демонстрирующим, что во второй половине XX в. рост доходов населения западных стран не сопровождался ростом субъективной оценки благосостояния (Di Tella et al. 2010) и даже характеризовался ее снижением (Easterlin 1974; Frey, Stutzer 2002).

Заработная плата, равно как и продолжительность рабочего времени, – важные факторы JS. Ожидаемо бюджетники оказались в меньшей степени чувствительны как к абсолютной, так и относительной величине зарплаты. Результаты согласуются с полученными для постсоциалистических стран (Danzer 2019, Senik 2004) и отличны от результатов для стран Запада (Clark, Oswald 1996; Clark et al. 2008). В отличие от свидетельств, полученных Card et al. (2012), относительное превышение зарплаты над медианой по профессии на локальном рынке труда больше увеличивает JS, чем то, как зарплата ниже медианной ее снижает. Результаты подтверждают, что ценность работы не меняется с колебаниями делового цикла.

### **Ограничения исследования**

Следует отметить ограничения проведенного исследования. Во-первых, субъективность оценок JS, очевидно, искажает результаты. Причем сложно предположить, в какую именно сторону они смещаются. Это зависит от того, что именно склонны преувеличивать, преуменьшать или усреднять респонденты – свою удовлетворенность или неудовлетворенность. Неизвестно, как смещение связано с полом, возрастом и образованием. Искажение частично элиминируется индивидуальными фиксированными эффектами. Однако работы по измерению уровня счастья свидетельствуют о том, что субъективные оценки могут варьировать от времени суток, когда проводится интервью и других кратковременных воздействий или событий, непосредственно случившихся перед проведением опроса и не имеющих к оценке JS никакого отношения. Сиюминутное чувство дискомфорта может существенно снизить оценки. Можно лишь надеяться на то, что средние оценки JS все же показывают то, что от них ожидается.

Еще одним ограничением является предположение о том, что работники находятся на локальном рынке труда, а потому не могут свободно искать новое место работы и склонны оставаться на прежнем месте, даже если удовлетворенность условиями занятости падает. Однако неудовлетворенность работой может вести к трудовой миграции. Трудовые мигранты не наблюдаются в РМЭЗ НИУ ВШЭ, таким образом, данные оказываются усеченными и усечение, скорее всего, носит систематический, а не случайный характер. Тем самым проблема самоотбора присутствует не только в выборе сектора, но и в том, кто остается на локальном рынке труда, а кто решает переехать, кардинально меняя условия занятости.

За рамками исследования остается вопрос, из чего складывался защитный механизм для бюджетников в тот или иной кризис. Информации в используемой базе данных недостаточно, чтобы полно ответить на него. Эти вопросы определяют направления дальнейших исследований по данной теме.

## Список литературы

- Гимпельсон В., Лукьянова А. (2006) «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате. *Вопросы экономики*. (6): 81–106. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2006-6-81-106>
- Гимпельсон В.Е. (2022) Зарплата и потоки на российском рынке труда в условиях коронакризиса. *Вопросы экономики*. (2): 69–94. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2022-2-69-94>. (Gimpelson V.E. (2022) Wages and labor market flows in times of the corona crisis. *Voprosy Ekonomiki*. 2: 69–94. (In Russ.))
- Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. (2015) Российская модель рынка труда: испытание кризисом. *Журнал НЭА*. 2(26): 249–254.
- Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. (2023) Эволюция структуры рабочих мест в России: поляризация, улучшение, застой? *Вопросы экономики*. (1): 59–85. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-1-59-85>. (Gimpelson V.E., Kapeliushnikov R.I. (2023) Job structure evolution in Russia: Polarization, upgrading, stalemate. *Voprosy Ekonomiki*. 1: 59–85. (In Russ.))
- Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И., Шарунина А.В. (2018) Низкооплачиваемые рабочие места на российском рынке труда: есть ли выход и куда он ведет? *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 22(4): 489–530.
- Дубновицкая А.А. (2021) Кто доволен своей зарплатой? О чем говорят данные РМЭЗ, *Прикладная эконометрика*. (64): 49–69.
- Журавлева Т. (2016) Социальные льготы, гарантии занятости и коррупция: что «штрафует» бюджетников. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 20(1): 76–99. (Social Benefits, Job Security and Corruption: What 'Fine' State Employees).
- Капелюшников Р.И. (2022) Анатомия коронакризиса через призму рынка труда. *Вопросы экономики*. (2): 33–68. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2022-2-33-68>. (Kapeliushnikov R.I. (2022) The anatomy of the corona crisis through the lens of the labor market adjustment. *Voprosy Ekonomiki*. (2): 33–68. (In Russ.))
- Колосницына М.Г., Владимирская Е.Н. (2010) Реформирование оплаты труда в государственном секторе (на примере медицинских учреждений трех российских регионов). *Вопросы статистики*. 11: 38–46.
- Соболева Н.Э., Соколов Б.О. (2021) Изменение статуса на рынке труда в период пандемии COVID-19 и субъективное благополучие россиян. *Вопросы экономики*. (12): 139–153. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-12-139-153>. (Soboleva N.E., Sokolov B.O. (2021) Changes in the labor market status during the COVID-19 pandemic and subjective well-being of Russians. *Voprosy Ekonomiki*. 12: 139–153. (In Russ.))
- Шарунина А.В. (2016) Где бюджетнику жить хорошо? Анализ межсекторных различий в оплате труда в регионах России. *Журнал Новой экономической ассоциации*. 2(30): 105–128.
- Adamchik V.A., Bedi A.S. (2000) Wage differentials between the public and the private sector: Evidence from an economy in transition. *Labour Economics*, 7(2): 203–224.



- Ai C., Norton E.C. (2003) Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*, 80(1): 123–129.
- Balabanova E., Efendiev A., Ehrnrooth M., Koveshnikov A. (2016) Job satisfaction, blat and intentions to leave among blue-collar employees in contemporary Russia. *Baltic Journal of Management*, 11(1): 21–43. <https://doi.org/10.1108/BJM-03-2015-0079>
- Bargain O., Melly B. (2008) Public sector pay gap in France: new evidence using panel data. *IZA Discussion Paper*, No. 3427.
- Barrero J.M., Bloom N., Davis S.J., Meyer B.H., Mihaylov E. (2022) *The Shift to Remote Work Lessens Wage-Growth Pressures*. National Bureau of Economic Research No. w30197.
- Bellmann L., Hübler O. (2021) Working from home, job satisfaction and work–life balance—robust or heterogeneous links? *International Journal of Manpower*, 42(3): 424–441.
- Buelens M., Van den Broeck H. (2007) An analysis of differences in work motivation between public and private sector organizations. *Public Administration Review*, 67(1): 65–74.
- Cappellari L. (2002). Earnings dynamics and uncertainty in Italy: how do they differ between the private and public sectors? *Labour Economics*, 9(4): 477–496.
- Card D., Mas A., Moretti E., Saez E. (2012) Inequality at work: The effect of peer salaries on job satisfaction. *American Economic Review*, 102(6): 2981–3003.
- Clark A.E., Senik C. (2006). The (unexpected) structure of “rents” on the French and British labour markets. *The Journal of Socio-Economics*, 35(2): 180–196.
- Clark A.E., Georgellis Y., Sanfey P. (1997). *Job satisfaction, wage changes and quits: evidence from Germany* (No. 9711). School of Economics, University of Kent.
- Clark A.E., Masclet D., Villeval M.C. (2010) Effort and Comparison Income: Experimental and Survey Evidence. *Industrial and Labor Relations Review*, 63: 407–426.
- Clark A.E., Diener, Georgellis E.Y., Lucas R.E. (2008) Lags and Leads in Life Satisfaction: A Test of the Baseline Hypothesis. *Economic Journal*, 118 (529): F222–F243.
- Clark A.E., Oswald A.J. (1996) Satisfaction and Comparison Income. *Journal of Public Economics*, 61(3): 359–381.
- Cornelißen T. (2009) The Interaction of Job Satisfaction, Job Search, and Job Changes. An Empirical Investigation with German Panel Data. *Journal of Happiness Studies*, 10: 367–384.
- Danzer N. (2019). Job satisfaction and self-selection into the public or private sector: Evidence from a natural experiment. *Labour Economics*, 57: 46–62.
- De la Garza A.G., Mastrobuoni G., Sannabe A., Yamada K. (2012). The relative utility hypothesis with and without self-reported reference wages. *ISER Discussion Paper*, No. 798. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1706546](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1706546)

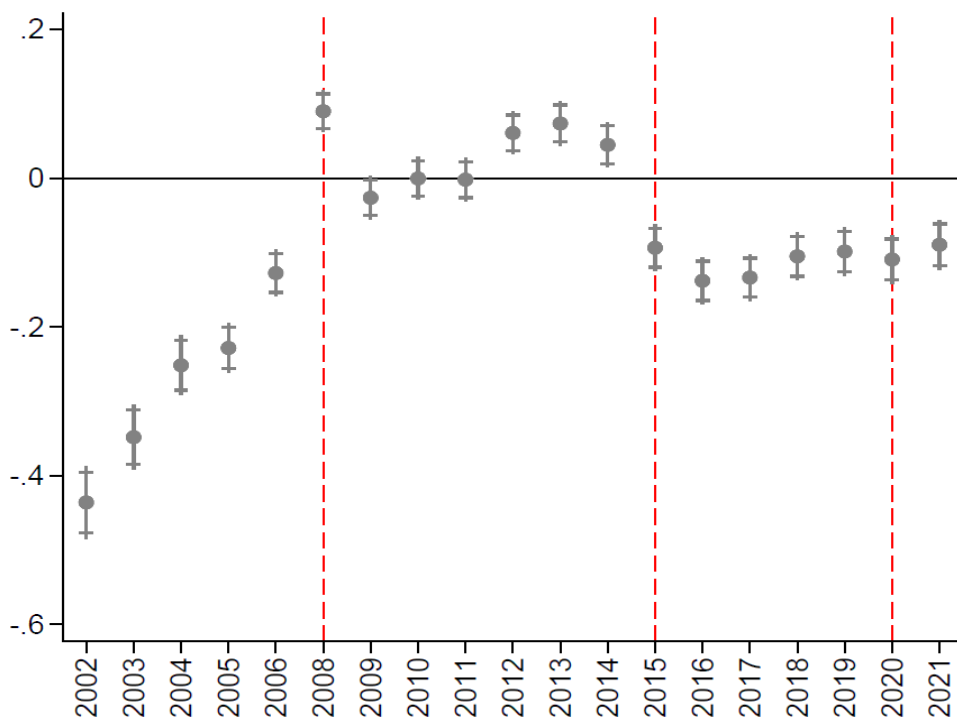
- Di Tella R., Haisken-De New J., MacCulloch R. (2010) Happiness adaptation to income and to status in an individual panel. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 76(3): 834–852.
- Dickson M., Postel-Vinay F., Turon H. (2014) The lifetime earnings premium in the public sector: The view from Europe. *Labour Economics*, 31: 141–161.
- Duesenberry J.S. (1949): *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.
- Easterlin R.A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. *Nations and Households in Economic Growth* (pp. 89–125). Academic Press.
- Frey B.S., Stutzer A. (2002) What can economists learn from happiness research? *Journal of Economic Literature*, 40(2): 402–435.
- Gimpelson V., Lukiyanova A., Sharunina A. (2019) Economics and Politics of the Public-Private Wage Gap (The Case of Russia). *IZA Discussion Paper*, No. 12247.
- Golden T.D., Eddleston K.A. (2020) Is there a price telecommuters pay? Examining the relationship between telecommuting and objective career success. *Journal of Vocational Behavior*, 116: 103348.
- Gorodnichenko Y., Peter K.S. (2007) Public sector pay and corruption: Measuring bribery from micro data. *Journal of Public Economics*, 91(5–6): 963–991.
- Grund C., Rubin M. (2017) Social comparisons of wage increases and job satisfaction. *Applied Economics*, 49(14): 1345–1350.
- Heywood J.S., Siebert W.S., Wei X. (2002) Worker Sorting and Job Satisfaction: The Case of Union and Government Jobs. *Industrial and Labor Relations Review*, 55(4): 595–609.
- Katz L.F., Autor D.H. (1999) Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. *Handbook of Labor Economics* (D. Card (ed.)). Elsevier, 3A: 1463–1555.
- Laß I., Vera-Toscano E., Wooden M. (2023) Working from Home, COVID-19 and Job Satisfaction. *IZA Discussion Paper*, No. 16019. <https://www.iza.org/publications/dp/16019/working-from-home-covid-19-and-job-satisfaction>
- Lausev J. (2014) What has 20 years of public–private pay gap literature told us? Eastern European transitioning vs. developed economies. *Journal of Economic Surveys*, 28(3): 516–550.
- Lévy-Garboua L., Montmarquette C. (2004). Reported job satisfaction: what does it mean? *The Journal of Socio-Economics*, 33(2): 135–151.
- Lévy-Garboua L., Montmarquette C., Simonnet V. (2007). Job satisfaction and quits. *Labour Economics*, 14(2): 251–268.
- Linz S.J., Semykina A. (2012) What makes workers happy? Anticipated rewards and job satisfaction. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 51(4): 811–844.

- Lucifora C., Meurs D. (2006) The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. *Review of Income and Wealth*, 52(1), 43–59.
- Luechinger S., Stutzer A. Winkelmann R. (2006) The Happiness Gains from Sorting and Matching in the Labor Market. *IZA Discussion Paper*, No. 2019.
- Luechinger S., Stutzer A., Winkelmann R. (2010) Self-Selection Models for Public and Private Sector Job Satisfaction. *Research in Labor Economics*, 30 (30): 233–251.
- Machado J.A., Mata J. (2005) Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Mann H.B., Whitney D.R. (1947) On a test of whether one of 2 random variables is stochastically larger than the other. *Annals of Mathematical Statistics*, 18: 50–60.
- Mateos-Romero L., Salinas-Jiménez M.D.M. (2018) Labor mismatches: Effects on wages and on job satisfaction in 17 OECD countries. *Social Indicators Research*, 140(1): 369–391.
- Melly B. (2005) Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression. *Empirical Economics*, 30(2), 505–520.
- Rosen S. (1987) The Theory of Equalizing Differences. *Handbook of Labor Economics* (O.C. Ashenfelter, R. Layard (eds.)). Elsevier, vol. 1, part 1, ch. 12: 641–692.
- Senik C. (2004) When information dominates comparison: Learning from Russian subjective panel data. *Journal of Public Economics*, 88(9–10), 2099–2123.
- Sousa-Poza A., Sousa-Poza A.A. (2000) Well-being at work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction. *The Journal of Socio-economics*, 29(6): 517–538.
- Wöhrmann A.M., Ebner C. (2021) Understanding the bright side and the dark side of telework: An empirical analysis of working conditions and psychosomatic health complaints. *New Technology, Work and Employment*, 36(3): 348–370.

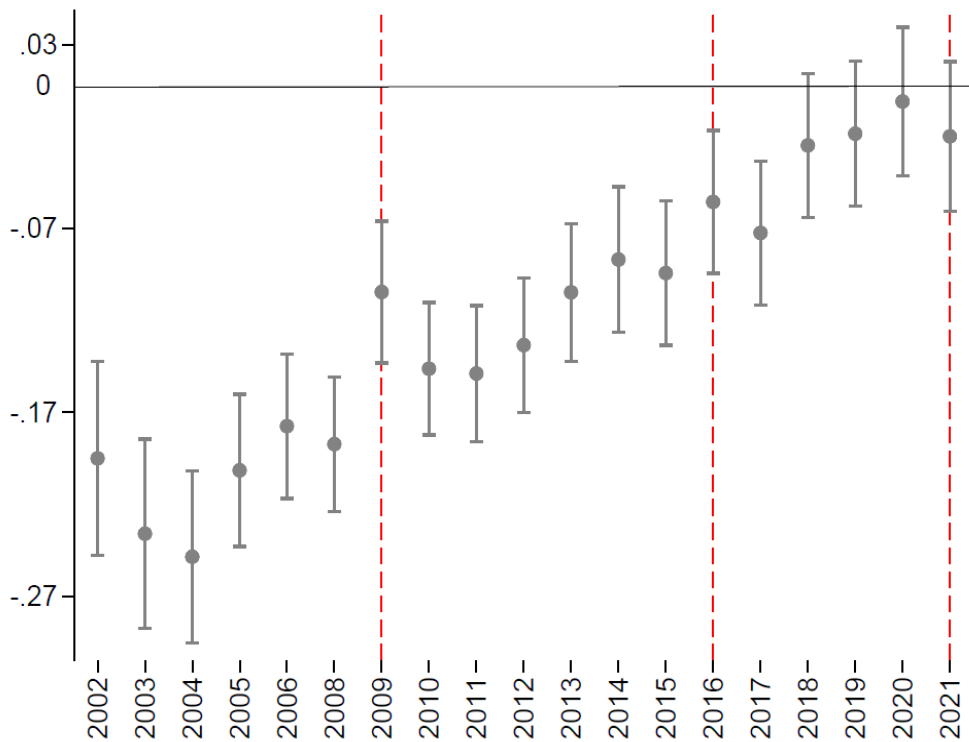
Таблица 1. Оценки JS. Вся выборка

| Переменные   | JS1      | JS1       | JS1        | JS1       | JS2       | JS2       | JS2       | JS2       | JS3       | JS3       | JS3       | JS3       | JS4      | JS4       | JS4       | JS4       |
|--|----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| Межсекторный разрыв $\beta_1$  | 0.000273 | 0.478**   | 0.0882     | -0.00298  | 0.0423    | 0.247     | -0.186    | 0.0464    | -0.0734*  | 0.240     | 0.141     | -0.0363   | -0.0357  | -0.129    | -0.274    | -0.0249   |
|  | (0.0481) | (0.194)   | (0.308)    | (0.0500)  | (0.0493)  | (0.199)   | (0.320)   | (0.0511)  | (0.0433)  | (0.189)   | (0.291)   | (0.0449)  | (0.0484) | (0.199)   | (0.315)   | (0.0499)  |
| log(Продолжительность рабочего времени)                                    | -0.0630* | -0.132*** | -0.144***  | -0.116*** | -0.176*** | -0.226*** | -0.237*** | -0.211*** | -0.0257   | -0.138*** | -0.130*** | -0.116*** | -0.0491  | -0.113*** | -0.134*** | -0.0926** |
|  | (0.0371) | (0.0368)  | (0.0379)   | (0.0369)  | (0.0373)  | (0.0373)  | (0.0383)  | (0.0373)  | (0.0336)  | (0.0326)  | (0.0336)  | (0.0328)  | (0.0370) | (0.0368)  | (0.0377)  | (0.0370)  |
| Разность между предсказанной и фактической зарплатой                       |          |           | 0.315***   |           |           |           | 0.226***  |           |           |           | 0.492***  |           |          |           | 0.255***  |           |
|  |          |           | (0.0210)   |           |           |           | (0.0209)  |           |           |           | (0.0210)  |           |          |           | (0.0212)  |           |
| log(Предсказанная зарплата)  |          |           | 0.342***   |           |           |           | 0.256***  |           |           |           | 0.457***  |           |          |           | 0.334***  |           |
|  |          |           | (0.0372)   |           |           |           | (0.0368)  |           |           |           | (0.0340)  |           |          |           | (0.0373)  |           |
| Межсекторный разрыв в разности между предсказанной и фактической зарплатой |          |           | -0.0798*** |           |           |           | -0.0521*  |           |           |           | -0.0379   |           |          |           | -0.000379 |           |
|  |          |           | (0.0283)   |           |           |           | (0.0287)  |           |           |           | (0.0274)  |           |          |           | (0.0291)  |           |
| Межсекторный разрыв log(Предсказанная зарплата)                            |          |           | -0.00487   |           |           |           | 0.0325    |           |           |           | -0.0183   |           |          |           | 0.0353    |           |
|  |          |           | (0.0368)   |           |           |           | (0.0382)  |           |           |           | (0.0352)  |           |          |           | (0.0379)  |           |
| log(Фактическая зарплата)  |          | 0.312***  |            |           |           | 0.223***  |           |           |           | 0.482***  |           |           |          | 0.261***  |           |           |
|  |          | (0.0187)  |            |           |           | (0.0184)  |           |           |           | (0.0182)  |           |           |          | (0.0185)  |           |           |
| Межсекторный разрыв в логарифме фактической зарплатой                      |          | -0.0530** |            |           |           | -0.0213   |           |           |           | -0.0303   |           |           |          | 0.0156    |           |           |
|  |          | (0.0229)  |            |           |           | (0.0234)  |           |           |           | (0.0225)  |           |           |          | (0.0236)  |           |           |
| Превышение логарифма зарплат над медианой                                  |          |           |            | 0.265***  |           |           |           |           | 0.168***  |           |           | 0.513***  |          |           |           | 0.241***  |
|  |          |           |            | (0.0276)  |           |           |           |           | (0.0274)  |           |           | (0.0274)  |          |           |           | (0.0286)  |
| Величина, на которую логарифма зарплат ниже медианы                        |          |           |            | -0.225*** |           |           |           |           | -0.152*** |           |           | -0.241*** |          |           |           | -0.115*** |
|  |          |           |            | (0.0314)  |           |           |           |           | (0.0297)  |           |           | (0.0273)  |          |           |           | (0.0297)  |
| Межсекторный разрыв в превышении логарифма зарплат над медианой            |          |           |            | 0.0261    |           |           |           |           | 0.0104    |           |           | 0.0363    |          |           |           | 0.0463    |
|  |          |           |            | (0.0440)  |           |           |           |           | (0.0457)  |           |           | (0.0455)  |          |           |           | (0.0464)  |
| Межсекторный разрыв в величине, на которую логарифма зарплат ниже медианы  |          |           |            | 0.0903**  |           |           |           |           | 0.0378    |           |           | -0.0311   |          |           |           | -0.00695  |
|  |          |           |            | (0.0401)  |           |           |           |           | (0.0390)  |           |           | (0.0343)  |          |           |           | (0.0393)  |
| Свободный член   | 0.0665   | -2.205*** | -2.394***  | 0.315     | 0.616***  | -0.993*** | -1.216*** | 0.783***  | -0.193    | -3.670*** | -3.497*** | 0.192     | -0.0529  | -1.916*** | -2.420*** | 0.133     |
|  | (0.197)  | (0.244)   | (0.337)    | (0.196)   | (0.198)   | (0.242)   | (0.336)   | (0.198)   | (0.178)   | (0.220)   | (0.305)   | (0.174)   | (0.196)  | (0.239)   | (0.339)   | (0.196)   |
| Число наблюдений   | 69,709   | 69,709    | 69,004     | 69,709    | 69,598    | 69,598    | 68,893    | 69,598    | 69,562    | 69,562    | 68,858    | 69,562    | 66,773   | 66,773    | 66,107    | 66,773    |
| R-квадрат  | 0.002    | 0.013     | 0.013      | 0.009     | 0.003     | 0.008     | 0.009     | 0.006     | 0.002     | 0.032     | 0.033     | 0.025     | 0.002    | 0.011     | 0.011     | 0.007     |
| Число индивидов  | 18,032   | 18,032    | 17,931     | 18,032    | 18,021    | 18,021    | 17,919    | 18,021    | 18,028    | 18,028    | 17,927    | 18,028    | 17,735   | 17,735    | 17,640    | 17,735    |

Примечание. Робастные ошибки в скобках. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Временные эффекты  $\beta_{2t}$  и временные эффекты для межсекторного разрыва  $\beta_{3t}$  в таблице опущены.

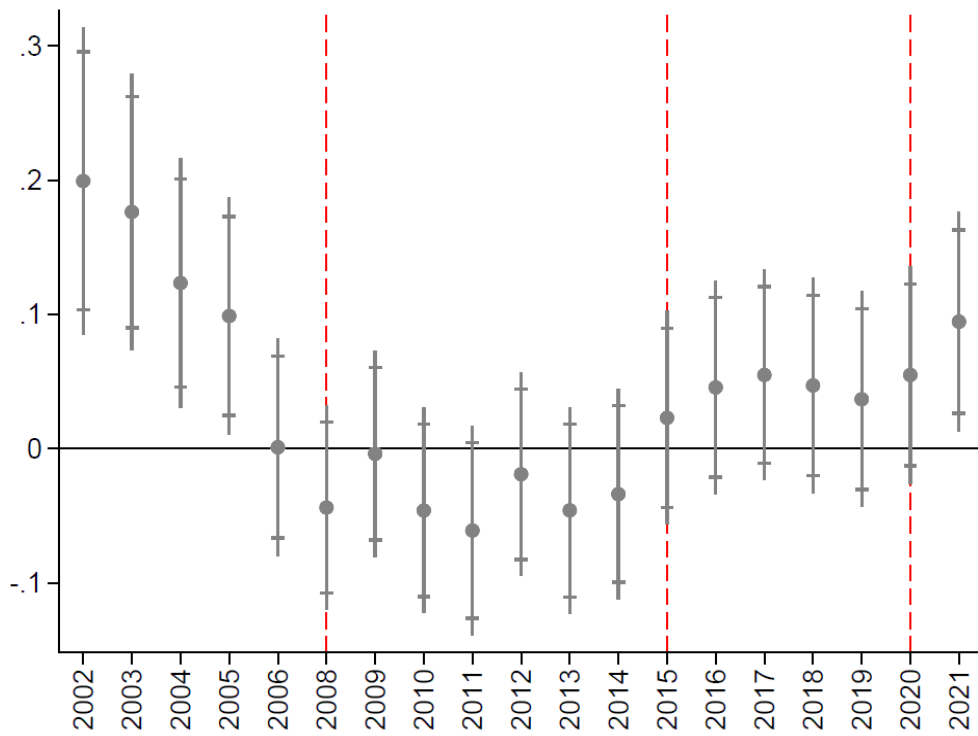


а) Динамика зарплаты

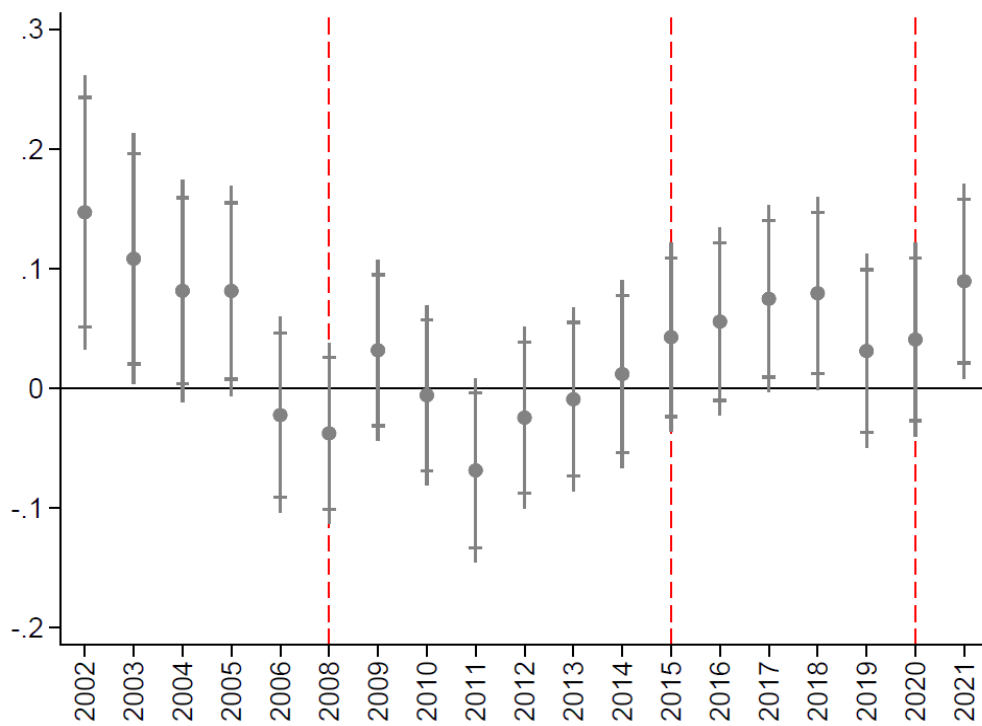


б) Межсекторный разрыв

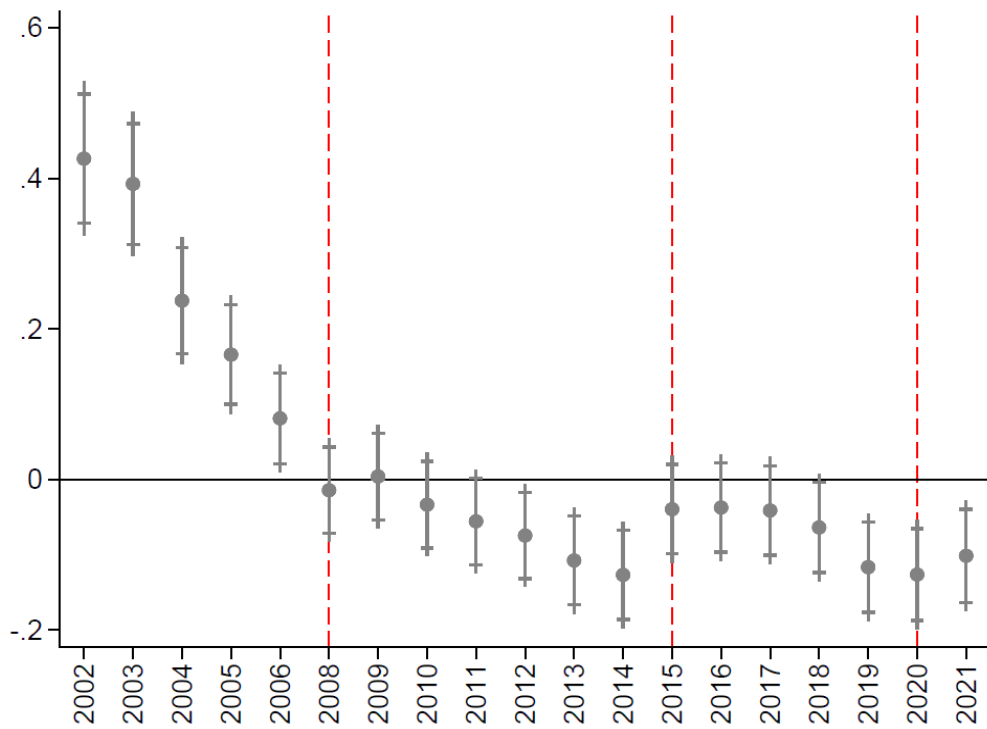
Рис. 1. Динамика и межсекторный разрыв в зарплате с 95%-ми конфиденциальными интервалами



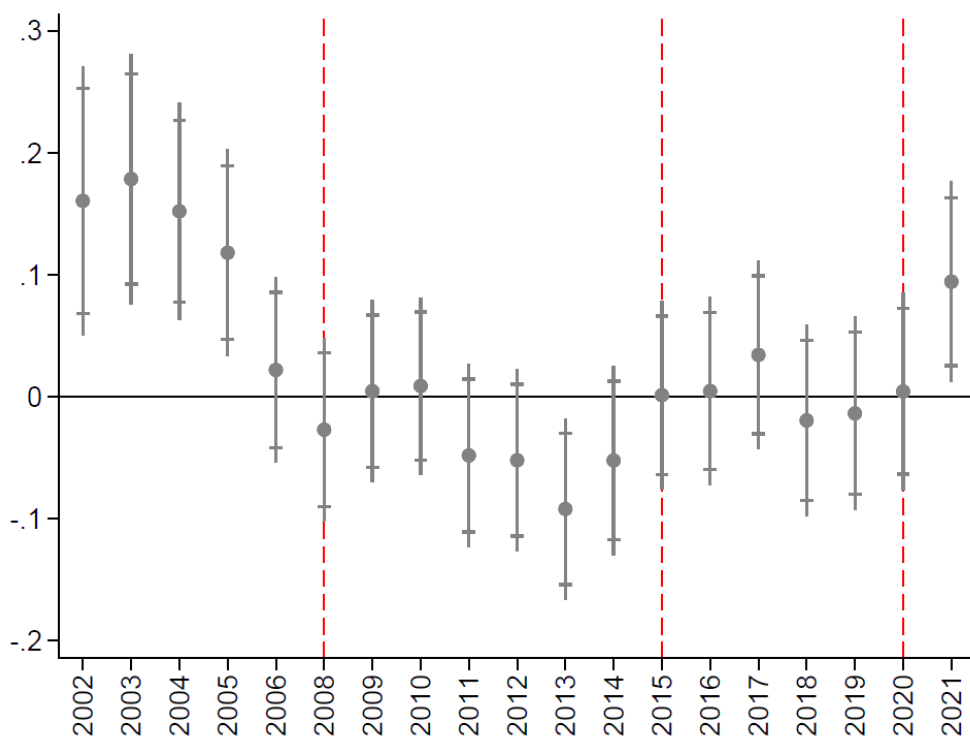
а) Динамика удовлетворенности работой в целом



б) Динамика удовлетворенности контрактом

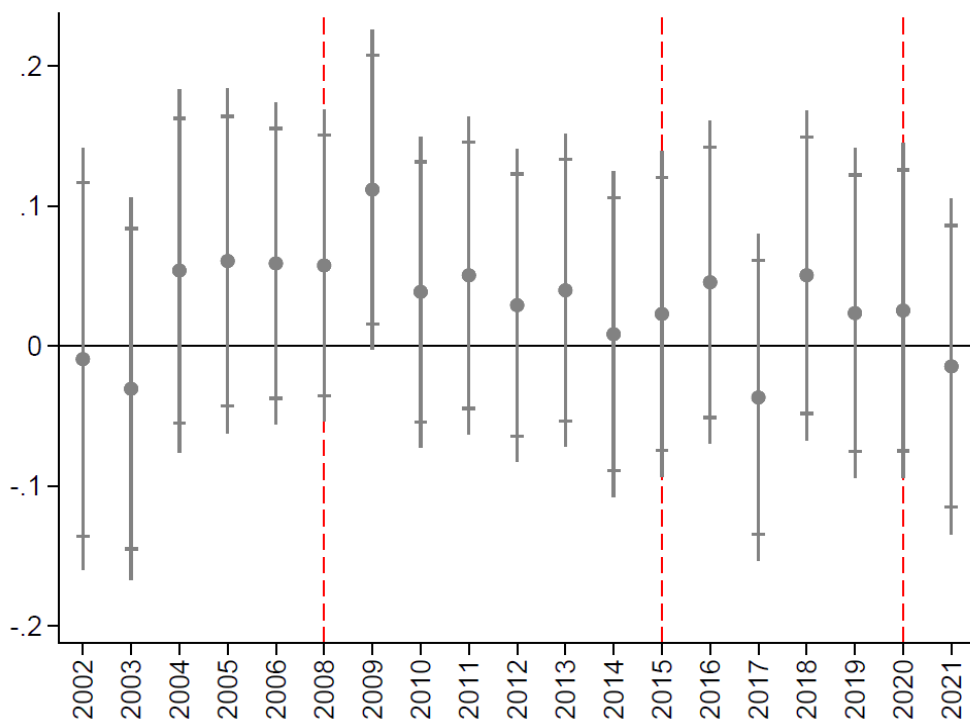


в) Динамика удовлетворенности зарплатой

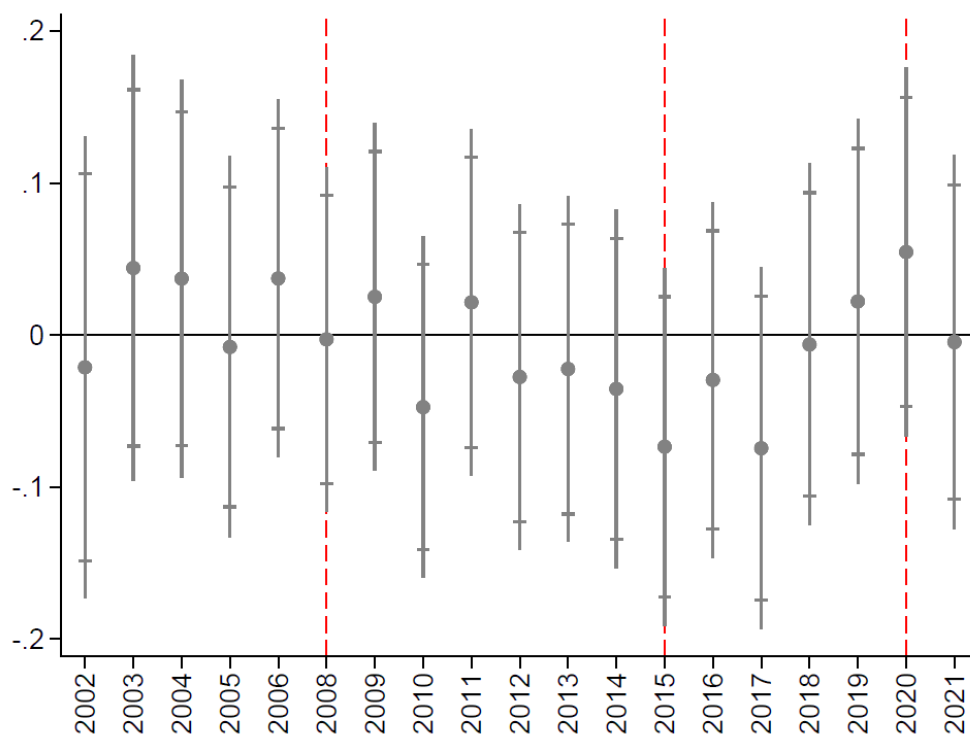


г) Динамика удовлетворенности продвижением

Рис. 2. Динамика удовлетворенности работой с 90% и 95%-ми конфиденциальными интервалами

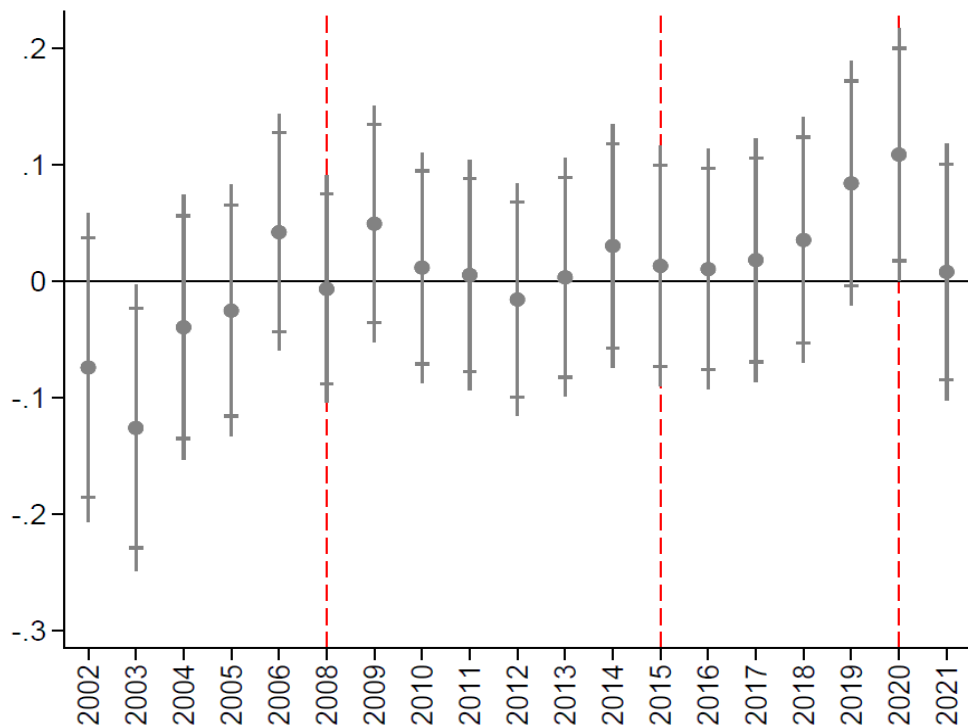


а) Межсекторный разрыв в JS1

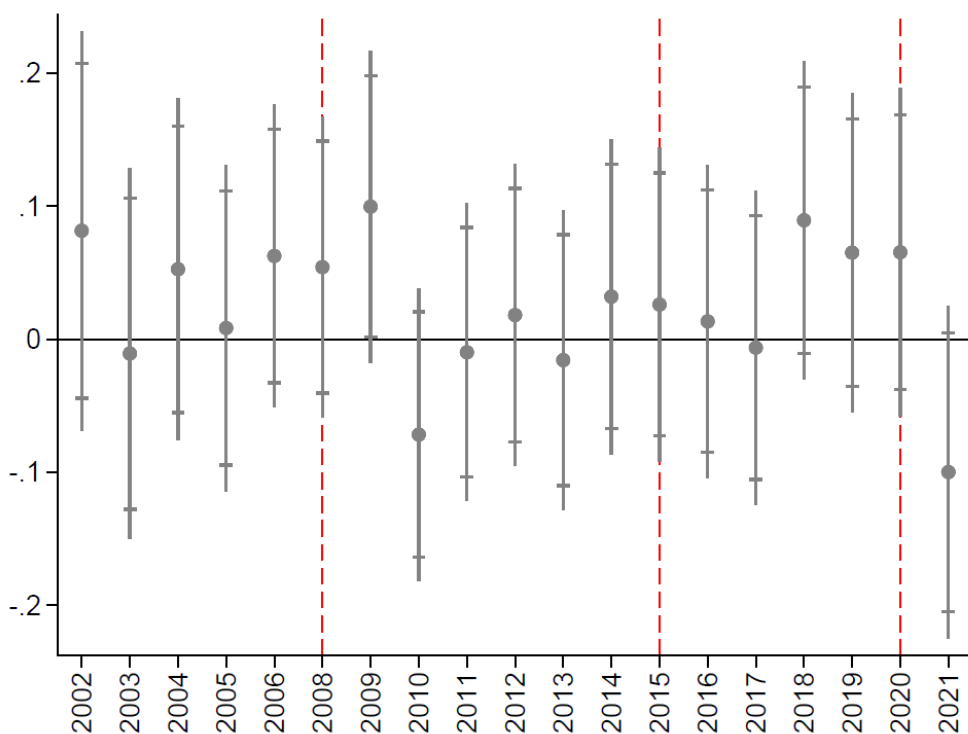


б) Межсекторный разрыв в JS





в) Межсекторный разрыв в JS3



з) Межсекторный разрыв в JS4

Рис. 3. Межсекторный разрыв в JS с 90% и 95%-ми доверительными интервалами

**Kotyrló, E.**

Not by Bread Alone: Public-Private Intersectoral Gap in Job Satisfaction (Electronic Resource): Working paper WP3/2023/03 / E. Kotyrló; HSE University. – Moscow: HSE Publishing House, 2023. – 27 p. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). (In Russian)

The choice of a workplace, in the public or private sector, is not accidental. Given the observed wage premium in the private sector, one would expect non-monetary compensations for the wage loss in the public sector. During recessions, they might manifest themselves in the intersectoral gap increase in job satisfaction (JS) due to a greater public job safety. Evaluation on panel data with fixed individual effects allows solving the problem of self-selection into a certain sector. A study based on RLMS HSE University data shows that in the period 2002–2021 the intersectoral gap in JS, as well as its elements – satisfaction with the labour contract, wage and promotion – was generally insignificant. This does not rule out self-selection into a particular sector but explains the low level of transitions between sectors. Less competitive groups in the labour market demonstrate a significant intersectoral JS gap during crises. This supports the hypothesis of negative self-selection in public sector. During the pandemic, women, young workers (17–34 years old), and at other times, workers over 55 years old employed in the public sector rated JS significantly higher. However, the negative self-selection is likely to be attributed to some specific socio-demographic groups than to the entire sector. Wage, as well as how greater or less it is than the average one in the profession in the local labour market, affects the JS of public employees to a lesser extent. This suggests that public workers are less sensitive to monetary rewards and value self-realization opportunities and a sense of use-fulness of work for society more than private workers.

Keywords: public sector, private sector, job satisfaction, intersectoral gap in job satisfaction

JEL: C33, J28, J31, J38, J45

*Elena Kotyrló* – Dr.Sc. in Economics, PhD in Economics, Professor at the Department of Applied Economics, HSE University; 11 Pokrovsky Bulvar, Moscow, 101000, Russia; ekotyrló@hse.ru; tel.: +7 965 387-77-16. ORCID: 0000-0003-1775-0898

*Препринт WP3/2023/03*  
*Серия WP3*  
*Проблемы рынка труда*

Котырло Елена Станиславовна

**Не хлебом единым: удовлетворенность работой бюджетников  
в сравнении с работниками частного сектора**

*Публикуется в авторской редакции*

Изд. № 2741