

DIGITALES ARCHIV

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Gimpel'son, Vladimir E.; Kapeljušnikov, R. I.; Oščepkov, Aleksej Ju.

Book

"Novički" i "starožily" : čto govorjat pokazateli special'nogo staža

Provided in Cooperation with:

National Research University, Moscow

Reference: Gimpel'son, Vladimir E./Kapeljušnikov, R. I. et. al. (2017). "Novički" i "starožily" : čto govorjat pokazateli special'nogo staža. Moskva : Izd. dom Vysšej školy ékonomiki.

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/11159/501>

Kontakt/Contact

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel (Germany)
E-Mail: [rights\[at\]zbw.eu](mailto:rights[at]zbw.eu)
<https://www.zbw.eu/econis-archiv/>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Dieses Dokument darf zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Sofern für das Dokument eine Open-Content-Lizenz verwendet wurde, so gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

<https://zbw.eu/econis-archiv/termsfuse>

Terms of use:

This document may be saved and copied for your personal and scholarly purposes. You are not to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public. If the document is made available under a Creative Commons Licence you may exercise further usage rights as specified in the licence.

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

*В.Е. Гимпельсон, Р.И. Капелюшников,
А.Ю. Ощепков*

**«НОВИЧКИ» И «СТАРОЖИЛЫ»:
ЧТО ГОВОРЯТ ПОКАЗАТЕЛИ
СПЕЦИАЛЬНОГО СТАЖА**

Препринт WP3/2017/01
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Москва
2017

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

Гимпельсон, В. Е., Капелюшников, Р. И., Ощепков, А. Ю.

«Новички» и «старожилы»: что говорят показатели специального стажа: препринт WP3/2017/01 [Электронный ресурс] / В. Е. Гимпельсон, Р. И. Капелюшников, А. Ю. Ощепков ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – Электрон. текст. дан. (1,5 Мб). – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2017. – (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). – 69 с.

Работа посвящена анализу показателей специального стажа, а также оценке отдачи от него в условиях российского рынка труда. Используя панельные данные РМЭЗ – ВШЭ за 1994–2014 гг., мы показываем, что средняя продолжительность специального стажа в России снижалась в период с начала 1990-х по середину 2000-х годов, но затем стала постепенно возрастать. Скорее всего, этот сдвиг связан с общей стабилизацией ситуации в российской экономике. Наш подход к оценке отдачи от специфического стажа отличается от предыдущих исследований по российскому рынку труда в нескольких отношениях. Во-первых, мы пытаемся учесть переходную специфику, разделяя специальный стаж на «старый» (приобретенный до 1992 г.) и «новый» (приобретенный после 1992 г.). Во-вторых, мы предполагаем, что отдача в частном и государственном секторе может сильно отличаться и анализируем их отдельно. В-третьих, мы впервые для российских данных используем методы инструментирования, разработанные Алтонджи – Шакошко и Топелем. Наши оценки с использованием МНК показывают, что в российских условиях кумулятивная премия за 15–20 лет специального стажа достигает 20–25%. Однако при инструментировании она оказывается практически нулевой или даже отрицательной.

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

© Гимпельсон В. Е., 2017
© Капелюшников Р. И., 2017
© Ощепков А. Ю., 2017
© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2017

1. Введение

Среди характеристик трудовой мобильности особое место занимает показатель специального стажа, который отражает длительность трудовых отношений работника с одним и тем же работодателем, на одной и той же фирме. Распределение работников по группам с различным специальным стажем – «стажевая» структура – позволяет судить о том, каково соотношение между «новичками» и «старожилами» в составе занятых¹. В отличие от многих других индикаторов трудовой мобильности, которые представляют собой показатели *потоков* и измеряют интенсивность тех или иных процессов в течение определенного *периода времени*, специальный стаж является показателем *запасов* и отражает результаты этих процессов по состоянию на определенный *момент времени*. В этом смысле его удобно рассматривать как меру стабильности трудовых отношений (хотя понятно, что поскольку термины мобильность и стабильность – антонимы, они могут использоваться как взаимозаменяемые).

Специальный стаж – это относительно легко измеримый и интерпретируемый показатель, что облегчает и его включение в теоретические конструкции, и проведение межстрановых и межгрупповых сопоставлений. Альтернативные показатели мобильности – данные статистики предприятий по наймам и выбытиям – во многих странах не собираются централизованно, а если и собираются, то относятся лишь к отдельным сегментам рабочей силы. В любом случае показатели потоков не заменяют показатели запасов. И если первые больше говорят об интенсивности мобильности, то параметры стажевой структуры (например, доля работников с продолжительным специальным стажем) характеризуют также стабильность.

На динамику стажевой структуры могут влиять разные факторы: распространение новых технологий, возникновение новых форм организации бизнеса (ведущих, например, к увеличению или уменьшению размеров фирм), изменения в структуре рабочей силы, институциональные сдвиги и т.д. Всё, что влияет на интенсивность наймов и увольнений, рано или поздно отражается и на распределении рабочей силы по специальному стажу. Стажевая структура подвержена также выраженным циклическим колебаниям: если доля «новичков» (работников с коротким стажем) имеет тенденцию меняться проциклически, то доля «старожилов» (с длинным стажем) – контрциклически. В периоды кризисов интенсивность наймов снижается, а при увольнениях, интенсивность которых в периоды кризисов возрастает, большинство фирм склонно придерживаться правила старшинства – «последним нанят, первым уволен» (last in, first out – LIFO). Многие из этих факторов

¹ Имеются в виду «новички» и «старожилы» в своих компаниях, а не на рынке труда в целом. В нашем случае это деление не связано жестко с возрастом.

в современной экономике могут действовать одновременно, и установление точных причин, вызвавших те или иные подвижки в стажевой структуре, как правило, является непростой задачей.

Стабильность рабочих мест выступает ключевым признаком их защищенности. Глобализация, информационно-компьютерные технологии, а также структурные сдвиги в пользу сферы услуг могут подрывать стабильность трудовых отношений. Вследствие этого рабочие места становятся все менее защищенными: практика пожизненного найма уходит в прошлое, долгосрочные трудовые контракты вытесняются краткосрочными, работники вынуждены действовать во все более волатильной среде, их уверенность в завтрашнем дне резко снижается. Во многих странах профсоюзы, а также правительства стали считать одной из важнейших задач борьбу с растущей незащищенностью рабочих мест, в частности – с их растущей нестабильностью.

Однако такой односторонний взгляд неявно предполагает, что в стабильности трудовых отношений заинтересованы работники, в то время как работодателям выгодна их нестабильность. Конечно, это сильное упрощение. Во многих случаях как раз работники предпочитают избегать длительных отношений с нанявшими их фирмами, тогда как фирмы стремятся удерживать у себя принятых работников как можно дольше. С теоретической точки зрения естественно предполагать, что как те, так и другие заинтересованы в *оптимальной* продолжительности специального стажа, и что для разных групп фирм и разных групп работников эта оптимальная величина может варьировать в широких пределах. Неоднозначным является и вопрос о ее эволюции во времени.

Переходные экономики, к которым относится и Россия, могут иметь значительную специфику. Она проявляется и в ускоренных структурных сдвигах, обеспечивающих конвергенцию с более развитыми странами, и в институциональных изменениях, разрушающих унаследованные от социализма нормы, гарантирующие стабильность трудовых отношений любой ценой. Еще одним «переходным» фактором является то, что внутрифирменный человеческий капитал может обесцениваться даже у тех, кто находится в середине распределения по специальному стажу, приводя к разрыву трудовых отношений. Эта точка разрыва может сдвигаться во времени по мере того, как специфический человеческий капитал, сформированный в дореформенное время, замещается специфическим человеческим капиталом, приспособленным к реалиям рынка [Lehmann, Wadsworth, 2000].

В настоящей работе мы анализируем процессы, связанные с мобильностью и стабильностью на российском рынке труда, через призму показателей специального стажа. Во втором разделе мы показываем, как показатели стажа интерпретируются в разных

теоретических парадигмах, рассматриваем факторы их динамики и обсуждаем специфику переходных экономик. В третьем разделе описываются используемые нами эмпирические данные и особенности измерения специального стажа; здесь же прослеживаются общие тренды в динамике специального стажа для России и показывается, как российский опыт выглядит в свете межстрановых сопоставлений. В четвертом разделе анализируется вариация в показателях специального стажа между группами работников, отличающимися по своим социально-демографическим характеристикам. Пятый раздел посвящен анализу влияния специального стажа на заработную плату и поиску ответа на вопрос о том, выгодно ли быть «старожилом». В Заключение сформулированы основные выводы работы.

2. Общие представления

В данном разделе мы обсудим три общих вопроса: во-первых, об экономической природе специального стажа; во-вторых, о факторах, которые могут вызывать его изменения во времени; в-третьих, о специфической ситуации, сформировавшейся в переходных экономиках, включая российскую.

а) Теоретические аспекты: что стоит за показателями специального стажа?

В современной экономической теории продолжительность специального стажа интерпретируется как прокси нескольких непосредственно не наблюдаемых и, следовательно, не поддающихся прямому измерению феноменов. В теории человеческого капитала она выступает как показатель объема накопленного работниками специфического человеческого капитала [Becker, 1964], в теории мэтчинга – как индикатор качества соединения работников и рабочих мест [Jovanovic, 1979], в теории агентских отношений – как отражение существующих между фирмами и работниками имплицитных контрактов об отложенном вознаграждении [Lazear, 1979; Lazear, 1981], в теории торга – как свидетельство разной переговорной силы, имеющейся у «новичков» и «старожилов» [Buhai et al., 2008].

Две универсальные эмпирические закономерности прослеживаются в экономиках любого типа. Первая – это снижение показателей выбытия по мере увеличения специального стажа: чем дольше работник остается на одном и том же месте, тем ниже вероятность, что он его покинет. Вторая – это рост заработной платы по мере увеличения специального стажа: чем больше срок пребывания работника на данной фирме, тем выше при прочих равных условиях его оплата (отсюда – положительный наклон профилей зарплаток в зависимости от специального стажа). Разные теоретические подходы дают разные объяснения этим эмпирическим закономерностям.

Согласно *теории человеческого капитала*, работники с более длительным специальным стажем обладают более значительными инвестициями в специфический человеческий капитал – не только за счет формальной подготовки на рабочих местах (on-the-job-training), но также за счет накопления опыта и перенимания навыков у коллег по работе². Увольнение означает утрату этих инвестиций, которые, как показывает теория человеческого капитала, должны, исходя из обоюдной заинтересованности, финансироваться совместно работниками и фирмами. Отсюда – резкое ослабление стимулов к разрыву отношений как по инициативе первых (добровольные увольнения), так и по инициативе вторых (вынужденные увольнения).

Из *теории мэтчинга* следует, что при высоком качестве соединения работников с рабочими местами специальный стаж будет иметь тенденцию к увеличению. Чем эффективнее мэтчинг, тем слабее стимулы как у работников, так и у фирм к «расставанию», поскольку первым оказывается труднее отыскать на рынке более подходящее рабочее место, а вторым – более подходящего работника.

Теория агентских отношений исходит из предположения, что работники склонны к недобросовестному исполнению своих обязанностей (отлыниванию), а надежный контроль за их поведением невозможен из-за высоких издержек по организации мониторинга. Для решения этой проблемы многие фирмы прибегают к имплицитным контрактам с отложенным вознаграждением, которые служат действенным средством дисциплинирования персонала. В рамках такого контракта фирмы откладывают часть вознаграждения на будущее, недоплачивая работникам в начальный период и переплачивая в более поздний. Такая система оплаты должна создавать у работников заинтересованность, во-первых, в том, чтобы не поддаваться искушению отлынивания (если они будут уличены в недобросовестности, то лишатся отложенного вознаграждения), а во-вторых, в том, чтобы как можно дольше удерживаться на одном и том же месте (ради получения отложенного вознаграждения). В подобных условиях увольнения (как добровольные, так и вынужденные) будут в основном затрагивать работников с коротким и почти не касаться работников с продолжительным специальным стажем.

Наконец, в том же направлении могут действовать и *институциональные механизмы*. Как правило, трудовое законодательство и профсоюзы гораздо больше озабочены защитой «старожилов», давно работающих на предприятиях, чем «новичков», лишь недавно принятых на работу (вспомним уже упоминавшийся принцип «последним нанят, первым

² Отметим, что специальный стаж, по всей видимости, является далеко не идеальной мерой для специфического внутрифирменного человеческого капитала. Во-первых, в ней специфический капитал смешивается с общим капиталом, а во-вторых, интенсивность накопления специфического капитала непропорционально связана с длительностью работы.

уволен»). Результатом такой асимметрии в социальной защищенности становится высокая текучесть среди тех, у кого специальный стаж невелик, и низкая – среди тех, у кого он значителен. Конечно, перечисленные механизмы не обязательно исключают друг друга и могут действовать одновременно, ведя к постепенному затуханию интенсивности выбытия по мере увеличения специального стажа.

Сразу несколько влиятельных теорий предсказывают, что чем дольше человек работает на одном и том же месте, тем выше, при прочих равных, должна быть его заработная плата. В *теории человеческого капитала* эта закономерность объясняется более высокой производительностью работников, располагающих большими объемами специфического человеческого капитала (т.е. приобретенными ими за время пребывания на фирме знаниями и навыками, имеющими ценность именно для нее). В *теории мэтчинга* более длинный специальный стаж указывает на лучшее соответствие (match) между характеристиками работника и требованиями рабочего места, и именно это, а не накопленный человеческий капитал, делает работников более производительными. При этом она допускает повышение качества мэтчинга с течением времени по мере того, как обе стороны – работник и работодатель – узнают друг друга лучше. Как следствие, если в теории человеческого капитала большой специальный стаж выступает *причиной* более высокой производительности, то в теории мэтчинга – ее *следствием*. Однако в обоих случаях выигрыш в заработной плате работников с более продолжительным специальным стажем оказывается связан с их превосходством в производительности.

Иной подход представлен в *теории агентских отношений*. В рамках имплицитных контрактов с отложенным вознаграждением на начальных этапах пребывания в фирме работники получают оплату ниже, а на более поздних – выше своего предельного продукта. Это создает положительную связь между заработной платой и стажем, в то время как уровень производительности труда работника может не меняться во времени, оставаясь одним и тем же на протяжении всего срока службы. *Теория торга* также не предполагает обязательной положительной связи между оплатой работников и их производительностью. Неодинаковая социальная защищенность опытных и неопытных работников (см. выше) ведет к неравенству их переговорных позиций. «Старожилы», обладая большей переговорной силой, чем «новички», имеют возможность «выторговывать» у работодателей более высокую оплату, что означает преимущество в заработной плате работников с длинным специальным стажем, опять же не обязательно порожаемое различиями в производительности.

Несмотря на различия в объяснении того, как специальный стаж связан с заработной платой, все теоретические подходы предсказывают существование определенной «премии»

за его накопление. Многочисленные эмпирические исследования, выполненные по развитым странам, подтверждают это общее теоретическое ожидание – заработная плата действительно растет с длительностью трудовых отношений. В то же время эти исследования показывают, что разделить предсказания различных теорий и сказать, какая из них более, а какая менее релевантна, чрезвычайно трудно.

б) Факторы динамики

Можно выделить два подхода к анализу факторов, определяющих динамику показателей специального стажа.

Первый исходит из того самоочевидного факта, что специальный стаж естественным образом связан с процессами найма и выбытия. Акт найма обозначает начало периода пребывания работника в данной фирме, акт увольнения – его окончание. Можно поэтому сказать, что стажевая структура рабочей силы аккумулирует в себе результаты решений о наймах и увольнениях, имевших место в прошлые периоды. Эта связь может быть продемонстрирована формально [Neumark, Polsky, Hansen, 1999].

Легко видеть, что численность работников со специальным стажем k в период времени t равна числу работников, нанятых в период $t - k$ и не покинувших своих рабочих мест во все последующие периоды от $t - k$ до t . В результате распределение занятых по величине специального стажа оказывается производным, во-первых, от общих коэффициентов найма и, во-вторых, от коэффициентов увольнения, специфических для различных стажевых групп, в тот или иной период времени. Так, в период времени t доля работников со специальным стажем от нуля до единицы (в зависимости от доступности данных его продолжительность может измеряться в днях, неделях, месяцах, кварталах, годах) будет представлять собой произведение коэффициента найма H в период t и доли вновь нанятых работников, которые не покинули свои рабочие места сразу в течение того же периода:

$$k_t^0 = H_t \times (1 - s_t^0), \quad (1)$$

где s_t^0 – коэффициент увольнения в период t для группы работников со специальным стажем менее 1. Соответственно для следующей группы со специальным стажем от 1 до 2 имеем:

$$k_t^1 = H_{t-1} \times (1 - s_{t-1}^0) \times (1 - s_t^1) \times E_{t-1}/E_t, \quad (2)$$

где H_{t-1} – коэффициент найма в период $t - 1$, s_{t-1}^0 – коэффициент увольнения для группы работников со специальным стажем менее 1 в период $t - 1$, s_t^1 – коэффициент увольнения для группы работников со специальным стажем от 1 до 2 в период t , E_{t-1}/E_t – соотношение между численностью занятых в периоды $t - 1$ и t (необходимость введения этого множителя связана

с тем, что коэффициент найма H_{t-1} рассчитывается по отношению к численности занятых в период $t - 1$, а не в период t).

Аналогично для группы со специальным стажем от 2 до 3 получаем:

$$k_t^2 = H_{t-2} \times (1 - s_{t-2}^0) \times (1 - s_{t-1}^1) \times (1 - s_t^2) \times E_{t-2}/E_t. \quad (3)$$

И так далее для всех последующих групп. Отсюда следует, что средняя продолжительность специального стажа будет тем меньше, чем выше были наблюдавшиеся в прошлые периоды коэффициенты найма и выбытия, и, наоборот, она будет тем больше, чем они были ниже. Такой же отрицательной зависимостью с процессами найма и выбытия связана и доля «старожилов», долго остающихся на одном и том же месте. Напротив, доля «новичков» с коротким стажем по мере активизации найма и выбытия будет увеличиваться.

Здесь стоит сделать небольшое отступление, касающееся связи между показателями мобильности в формате потоков и в формате запасов. Если предположить, что в нашем распоряжении имеются данные по очень коротким временным интервалам, то тогда коэффициент выбытия для группы со специальным стажем менее 1 мог бы быть приравнен к нулю. Очевидно, что увольнения почти никогда не происходят в первый же день, первую неделю или даже первый месяц после приема на работу. В таком случае показатели запаса (доля группы со специальным стажем менее 1) и потока (коэффициент найма) совпадут:

$$k_t^0 = H_t \times (1 - 0) = H_t. \quad (4)$$

Поскольку же прирост занятости по определению представляет собой разность между числом наймов и числом увольнений, то воспользовавшись данными об общей динамике численности занятых, легко получить оценку общего коэффициента выбытия:

$$S_t = H_t - \Delta E/E_t. \quad (5)$$

Из-за того, что в большинстве стран статистические службы не собирают прямой информации об обороте рабочей силы, стандартной практикой среди исследователей стало реконструирование показателей потоков (коэффициентов найма и выбытия) исходя из показателей запасов (доли работников со стажем менее 1) в соответствии с уравнением (5). Именно на таких «реконструированных» оценках строятся практически все имеющиеся межстрановые сопоставления по данной проблеме. Однако, как отмечалось выше, примерное равенство показателей запасов и потоков будет наблюдаться только для очень коротких временных интервалов (дня, недели, месяца). На практике же исследователям чаще всего приходится иметь дело с данными, где единицей наблюдения является год. Но на протяжении календарного года многие из вновь нанятых работников успевают уже уволиться. Так, для США коэффициент увольнений по группе «новичков» со специальным стажем не более одного года оценивается в 30–35% [Hyatt, Spletzer, 2016]. Примерно такая же низкая готовность к закреплению на полученном рабочем месте характерна для

«новичков» на рынке труда России. Поэтому показатели потоков, реконструируемые из показателей запасов, могут вести к очень значительной недооценке действительных масштабов движения рабочей силы, причем для разных стран величина этой недооценки может быть различной.

Отправной точкой для второго (более традиционного) подхода к анализу динамики показателей специального стажа служит их вариация по группам работников с различающимися социально-демографическими характеристиками. С учетом этой вариации естественно ожидать, что стажевая структура занятости будет меняться вслед за изменениями в ее социально-демографической структуре: средние показатели специального стажа будут увеличиваться, когда возрастает представительство групп, отличающихся большей стабильностью трудовых отношений (например, пожилых), и уменьшаться, когда возрастает представительство групп, отличающихся меньшей стабильностью трудовых отношений (например, молодежи). Прослеживая эти структурные изменения, мы получаем возможность оценить, каков вклад различных факторов в динамику показателей специального стажа.

Представление о том, каковы основные движущие силы, определяющие эволюцию специального стажа в современных экономиках, дает опыт США. Долговременная траектория изменения показателей специального стажа в США была очень неустойчивой [Copeland, 2015; Hyatt, Spletzer, 2016]. В начале 1950-х годов его медианная величина составляла 3,4 года, в середине 1960-х годов она вышла на исторический пик в 4,6 года, вернулась на исходную низкую отметку к началу 1980-х годов, а затем оставалась практически неизменной вплоть до конца 1990-х годов, колеблясь вокруг уровня 3,5 года. Но за последние полтора десятка лет (1998–2014 гг.) она резко увеличилась до 4,6 лет, практически вернувшись к историческому максимуму. Доля работников с коротким стажем (один год и менее) упала в США с 30% в середине 1980-х годов до примерно 20% в настоящее время, тогда как доля работников с продолжительным стажем (более пяти лет) увеличилась с 44 до 51%. Подобные изменения в стажевой структуре занятости явно расходятся с господствующими алармистскими представлениями о неизбежном росте нестабильности рабочих мест в современных экономиках.

Изменения в возрастной структуре занятости, связанные со старением, объясняют примерно половину всех изменений в стажевой структуре [Hyatt, Spletzer, 2016]. Вторым по значимости фактором было резкое уменьшение доли работников, занятых на «молодых», недавно созданных фирмах. В противоположном направлении действовали сдвиги в отраслевой структуре занятости: из промышленности, где стабильность трудовых отношений выше, рабочая сила перетекала в сферу услуг, где она ниже. Влияние таких переменных

как гендер, образование, этническая и профессиональная принадлежность работников было близким к нулю. Изменения в распределении работников по фирмам разного размера также почти не отразились на стажевой структуре занятости.

Сравнение относительного вклада процессов найма и выбытия в динамику показателей специального стажа показывает, что она практически полностью определялась резким падением коэффициентов найма, в то время как коэффициенты увольнения, специфические для различных стажевых групп, хотя тоже упали, но далеко не так сильно [Nyatt, Spletzer, 2016]. При наступлении экономических кризисов интенсивность найма снижалась и затем не восстанавливалась после их окончания. Казалось бы, возросшая стабильность трудовых отношений может свидетельствовать об улучшении качества мэтчинга работников и рабочих мест. Но в таком случае либо должна была бы возрасти заработная плата «новичков» с нулевым специальным стажем, либо должен был бы ускориться рост заработной платы в первые годы пребывания работников на нанявших их фирмах. Ни того, ни другого в экономике США не наблюдалось.

Таким образом, рост стабильности рабочих мест в США происходил под воздействием не столько позитивных, сколько негативных факторов: старения населения и падения «предпринимательского духа», выразившегося в снижении показателей наймов и выбытия, а также затухания активности при создании новых фирм.

в) Переходная специфика

Ситуация, сформировавшаяся в постсоциалистических странах, во многом не вписывается в стандартную картину, известную из опыта стабильных экономик. Связано это с мощнейшим институциональным шоком, которым сопровождался переход от плановой системы к рыночной. Рынок труда начал функционировать по совершенно иным законам, причем произошло это практически мгновенно. Шок такой силы не мог не отразиться на стажевой структуре занятости, а также на экономической ценности специального стажа.

Известно, что плановая экономика была ориентирована на обеспечение как можно более длительной (в идеале – пожизненной) привязки работников к рабочим местам – велась жесткая борьба с «летунами», объем социальных льгот и гарантий, предоставлявшихся каждым предприятием, напрямую зависел от того, как долго человек на нем поработал, и т.д. [Российский работник, 2011]. Все это способствовало и поддержанию высоких показателей специального стажа. Хотя предприятия не могли самостоятельно устанавливать заработную плату, ее дифференциация в зависимости от продолжительности специального стажа («выслуги лет») была одним из важнейших элементов действовавшей при социализме системы оплаты труда. Как следствие, в плановых экономиках, как и в рыночных, между

заработной платой и продолжительностью специального стажа существовала устойчивая положительная связь, хотя в ее основе лежали не всегда одни и те же механизмы.

Статус-кво был подорван шоками переходного периода. Они привели, во-первых, к резкому сдвигу стажевой структуры занятости влево, в пользу групп с наименьшей продолжительностью пребывания на одном и том же месте работы и, во-вторых, к девальвации многих знаний и навыков, которые были получены при прежней системе и имели ценность только в ее рамках.

Важнейшим фактором стало формирование нового частного сектора, состоящего из «созданных с нуля» предприятий, на которых специальный стаж работников по определению мог быть только самым минимальным. Но и на предприятиях традиционного сектора (государственных и приватизированных) доля «новичков» резко возросла. Во-первых, потому, что им приходилось компенсировать отток кадров в новый частный сектор. Во-вторых, потому, что в условиях переходного кризиса они оказались погружены в крайне волатильную экономическую среду. Многие шоки затрагивали отдельные предприятия в разное время и с разной силой, что порождало на них огромную дифференциацию в условиях занятости и оплате труда, причем эта дифференциация отличалась крайней неустойчивостью во времени. Отсюда – масштабная межфирменная реаллокация рабочей силы, нередко вращавшейся по кругу между одними и теми же предприятиями в зависимости от изменений в их экономическом положении [Обзор занятости, 2002]. Вызванная этим активизация наймов и увольнений неизбежно вела к снижению показателей специального стажа.

Этот процесс мог быть приостановлен или даже обращен вспять при двух условиях: во-первых, при достижении относительного равновесия между занятостью в новом частном и традиционном секторах и, во-вторых, при стабилизации общей экономической ситуации. В российской экономике эти условия были обеспечены примерно в середине 2000-х годов; начиная лишь с этого момента понижительная фаза в динамике специального стажа могла смениться повышательной.

В условиях переходной экономики была нарушена и связь между заработной платой и специальным стажем. Значительная часть знаний и навыков, полученных работниками непосредственно на рабочих местах, подверглась частичному или полному обесценению, оказавшись в новых, рыночных условиях фактически бесполезными. Обесценение затронуло как общий (измеряемый продолжительностью общего стажа), так и специфический (измеряемый продолжительностью специального стажа) человеческий капитал, создаваемый по ходу трудовой деятельности работников [Российский работник, 2011]. Как отмечают Г. Кертес и Я. Колло, при плановой системе «значительная часть того, что рабочие

и менеджеры узнавали на опыте, сводилась к тому, как справляться с дефицитом ресурсов, как управлять в условиях несогласованности плановых заданий, как проводить сделки на рынке продавца, – навыки, которые утратили ценность, когда экономика стала открытой и когда заработали силы рынка» [Kertes, Kollo, 2002, p. 236].

Хотя обесценение старого опыта, знаний и навыков – это естественный процесс [De Grip, Van Loo, 2002], в стабильных экономиках оно обычно идет достаточно постепенно, тогда как при переходе к рыночным отношениям это произошло практически одномоментно. В таком случае оказывается, что за длинным специальным стажем работников, который тянется еще из плановой экономики, не стоит «полезного» в условиях рыночной экономики опыта, и потому работники с таким стажем не должны иметь преимущества в производительности труда и заработной плате. При этом естественно ожидать, что «старый» человеческий капитал стал бесполезен или даже вреден прежде всего в нарождающемся частном секторе, функционирующем в новых рыночных условиях, тогда как в государственном секторе он вполне мог продолжить приносить своим обладателям пользу.

Однако параллельно стал разворачиваться процесс накопления уже «рыночного» опыта – опыта, который был адекватен изменившимся условиям и поэтому мог представлять экономическую ценность. Отсюда следует, что работники с более длительным стажем, полученным уже в новых рыночных условиях, должны были иметь преимущество перед недавно нанятыми работниками с коротким стажем.

Внутренняя неоднородность специфического человеческого капитала, характерная для переходных экономик, вызывалась несколькими причинами. Во-первых, тем, что у старших когорт специальный стаж оказывался частично «нерыночным» и частично «рыночным». Во-вторых, тем, что все большее место на рынке труда начали занимать молодые когорты, у которых он являлся полностью «рыночным». В-третьих, тем, что «нерыночный» опыт старших когорт мог мешать приобретению ими «рыночного» опыта (из-за этого его накопление могло идти у них менее успешно, чем у молодых когорт, не обремененных грузом прошлого). Неоднородность специфического человеческого капитала (неизбежную в условиях переходных экономик) важно принимать во внимание, поскольку вследствие этого отдача от него на более ранних и более поздних этапах транзита, а также от его «нерыночных» и «рыночных» форм могла заметно отличаться.

Что касается «рыночной» составляющей специального стажа, то естественно ожидать, что по отношению к ней должны были действовать хорошо известные из теории стандартные механизмы. Этого нельзя сказать о его «нерыночной» составляющей. В новой экономической среде «старые» внутрифирменные подготовка и опыт во многих случаях переставали давать значимый выигрыш в производительности из-за обесценения связанных

с ними знаний и навыков (см. выше). В условиях, когда появился огромный массив новых рабочих мест и резко изменилась структура спроса на рабочую силу, множество «старых» мэтчингов, унаследованных от прежней эпохи, также подверглись моральному «износу» и стали неэффективными. При практически повсеместной потере соответствия между старым человеческим капиталом работников и новыми требованиями рынка скорее короткий, чем длинный специальный стаж, стал служить индикатором лучшего соответствия. В возникшей высоковолатильной экономической среде имплицитные контракты с отложенным вознаграждением утратили смысл, поскольку предприятия сами очень плохо представляли свое собственное будущее. Наиболее уязвимыми перед шоками переходного периода оказались «старожилы» с меньшими адаптивными способностями и с большей склонностью к избеганию риска, что должно было лишать их преимуществ в торге с работодателями по сравнению с «новичками»³.

Не удивительно, что в подобных условиях «премия» за специальный стаж в постсоциалистических странах могла снизиться до нуля или даже стать отрицательной – особенно на ранних этапах транзита. «Нормализации» профилей зарплат в зависимости от специального стажа естественно было ожидать на более поздних этапах – по мере ухода с рынка труда старших поколений работников, вступивших на него при прежней системе, а также по мере приобретения общей экономической средой большей стабильности и предсказуемости [Российский работник, 2011].

Результаты эмпирических исследований, выполненные по постсоциалистическим странам, в общем согласуются с этими теоретическими ожиданиями. Все известные нам работы показывают относительно низкий (и даже иногда отрицательный) уровень отдачи от специального стажа в первые годы переходного периода и ее постепенный рост в последующие годы [Bird et al., 1994; Orłowski, Riphahn, 2009]. В российском случае результаты были качественно похожи: в 1990-е годы отдача от специального стажа не обнаруживалась вовсе, либо оказывалась *отрицательной* [Нестерова, Сабирьянова, 1999; Lehmann, Wadsworth, 2000; Мальцева, 2009; Российский работник, 2011]. Первые признаки появления положительной отдачи стали прослеживаться лишь с конца 2000-х годов. Например, Р. Капелюшников [Российский работник, 2011] на данных РМЭЗ – ВШЭ

³ Во многом иной характер могла приобрести и связь специального стажа с ненаблюдаемыми индивидуальными характеристиками работников. В стабильных экономиках эта связь является положительной: фирмы заинтересованы в том, чтобы как можно дольше удерживать у себя работников с лучшими способностями. Однако в нестабильных переходных экономиках более производительные индивиды с лучшим адаптивным потенциалом первыми реагировали на новые благоприятные возможности, открывавшиеся на рынке труда (например, переходя в новый частный сектор). Поэтому корреляция специального стажа с ненаблюдаемыми способностями работников могла поменять знак, став из положительной отрицательной.

обнаруживает статистически значимую положительную отдачу в целом по выборке в 2009 г., а для мужчин – еще раньше в 2008 г.

Наш анализ продолжает эту линию исследований, учитывая специфику переходного периода, а также используя более поздние данные и более продвинутые эконометрические методы анализа.

3. Данные, общие тренды и межстрановые сопоставления

Данные

Для России существует три источника, позволяющих оценивать показатели специального стажа: Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ – ВШЭ), Обследование населения по проблемам занятости Росстата (ОНПЗ) и Обследование профессий по заработной плате Росстата (ОЗПП). Данные РМЭЗ – ВШЭ доступны с 1994 г., ОНПЗ – с 2009 г., ОЗПП – тоже с 2009 г.

Анкета РМЭЗ – ВШЭ не включает прямого вопроса о специальном стаже, но содержит информацию о дате начала работы у текущего работодателя. Соответствующий вопрос формулируется следующим образом: *«Скажите, пожалуйста, с какого года и месяца Вы работаете на этом предприятии, на этой работе? Если Вы увольнялись и снова возвращались на это же предприятие, на эту работу, то назовите дату последнего возвращения»*. Отсюда можно рассчитать длительность специального стажа как разницу между календарной датой обследования и датой начала трудовой деятельности на текущем месте работы.

В ОНПЗ вопрос о специальном стаже имеет стандартную для обследований рабочей силы формулировку: *«Как давно Вы работаете на основной работе (в данной организации), о которой мы говорим?»*. Те, кто работает менее 1 года, должен выбрать из трех предлагаемых вариантов ответа: 1) менее 1 месяца; 2) от 1 месяца до 6 месяцев; 3) от 6 месяцев до 1 года. Тем, кто работает 1 год и больше, предлагается указать целое число лет стажа.

Дополнительным источником информации о специальном стаже, но уже в рамках статистики предприятий, служат ОЗПП. По своей сути они не являются обследованием, а представляют собой выборку наблюдений из отчетности предприятий. Среди прочей информации попавшие в выборку предприятия предоставляют данные о распределении занятых на них работников по специальному стажу (измеряемому в годах, целые числа).

Каждый из этих источников имеет достоинства и недостатки.

Данные ОЗПП, являясь, по сути, данными статистики предприятий, содержат меньше неточностей, чем данные обследований населения. Однако они покрывают только крупные

и средние предприятия (КиСП), занятость на которых составляет не более половины от общей численности занятых в российской экономике, не охватывают три крупных сектора (государственное управление, финансовые услуги и сельское хозяйство) и проводятся один раз в два года. Микроданные ОЗПП не находятся в открытом доступе, публикуются лишь отдельные агрегированные показатели.

ОНПЗ является наиболее масштабным из всех обследований. Их данные покрывают всю занятость, включая неформальную, они репрезентативны для отдельных регионов и для страны в целом. Из всех обследований частота проведения ОНПЗ – ежемесячная – является самой высокой, что позволяет отслеживать краткосрочные колебания в индикаторах рынка труда. Их важнейший пробел – отсутствие информации о заработной плате респондентов. Микроданные ОНПЗ открыты для публичного доступа, но только начиная с 2010 г. Серьезное ограничение и ОНПЗ, и ОЗПП для анализа показателей специального стажа связано с тем, что они охватывают очень ограниченный период времени (не ранее второй половины 2000-х годов).

На этом фоне серьезными сравнительными преимуществами обладает РМЭЗ – ВШЭ. Во-первых, его микроданные находятся в открытом доступе, что позволяет анализировать показатели специального стажа в связке с характеристиками работников и рабочих мест. Во-вторых, панельный характер РМЭЗ – ВШЭ позволяет отслеживать динамику специального стажа у одних и тех же индивидов во времени и благодаря этому использовать более сложные и продвинутые методы анализа. В-третьих, в отличие от ОНПЗ и ОЗПП эти обследования охватывают почти двадцатилетний период, начиная с первой половины 1990-х годов. Отдельные волны РМЭЗ – ВШЭ использовались во многих предшествующих работах о мобильности и стабильности занятости в России [Lehmann, Wadsworth, 2000; Sabirianova, 2002; Мальцева, 2005; Мальцева, Роцин, 2006; Мальцева, 2009]. Ограничениями РМЭЗ являются относительно небольшой размер выборки (поэтому анализ в разрезе отдельных подгрупп занятых часто наталкивается на недостаток наблюдений), нерепрезентативность для отдельных регионов, а также то, что обследования проводятся только один раз в год.

Общие тренды

Что же говорят нам различные источники данных о показателях специального стажа и их динамике во времени в России?

Показатели специального стажа на данных РМЭЗ можно измерять несколькими альтернативными способами [Ощепков, 2016]. В частности, они могут рассчитываться либо

на *репрезентативной*, либо на *полной* выборке⁴. Но поскольку, как показывают наши оценки, использование полной выборки вместо репрезентативной слабо влияет на получаемые результаты, мы ограничились наиболее простым вариантом расчета, базирующемся на полной выборке⁵.

Динамика продолжительности специального стажа (средняя и медиана), а также динамика доли занятых со стажем менее 1 года за два десятилетия 1994–2014 гг. представлены на рис. П1 и П2 (см. Приложение). Мы видим, что средний стаж снижался до начала кризиса 2008–2009 гг., упав с 8,5 лет в 1994 г. до 7,3 лет в 2007 г. (траектория изменения медианной величины была сходной). Хотя затем начался обратный процесс (прирост примерно на 0,5 п.п.), в 2014 г. он оставался все еще значительно ниже, чем в исходном 1994 г.

Что касается доли «новичков» с коротким стажем, то с 17–18% в 1990-е годы она выросла до 22–23% в 2000-е годы. В 2000–2007 гг. экономика быстро росла, генерируя новые рабочие места и стимулируя реаллокацию между уже существующими рабочими местами, что тянуло долю «новичков» среди всех занятых вверх. Максимального значения этот показатель достиг в 2002–2003 гг., превысив отметку 23%. Перелом тренда также оказывается связан с кризисом 2008–2009 гг., когда доля работников с коротким стажем начала снижаться, причем наиболее заметное падение (более чем на 2 п.п.) отмечалось в кризисном 2008 г. Как уже упоминалось, в кризис с наибольшей вероятностью теряют работу «новички», лишь недавно принятые на работу. Кроме того, в «плохие времена» резко снижается интенсивность найма. В 2012 г. доля работников с коротким стажем немного «подросла» (на 1 п.п.), что, по-видимому, было связано с послекризисным восстановлением экономики, но затем в 2012–2014 гг. тенденция к ее сокращению возобновилась на фоне экономической стагнации, переходящей в новый кризис. К настоящему времени она практически вернулась на исходную отметку (18%), на которой находилась в начале рассматриваемого периода.

⁴ Как известно из официальных рекомендаций РМЭЗ – ВШЭ, для анализа за какой-либо отдельный год следует использовать репрезентативную выборку, тогда как полной выборкой следует оперировать при анализе тех же самых индивидов во времени.

⁵ Одна из проблем при работе с данными РМЭЗ – это отсутствие у некоторых респондентов информации о дате начала работы у текущего работодателя. Если неизвестен год начала работы, то таких респондентов приходится исключать из анализа. Если известен год, но неизвестен месяц, то, следуя общей рекомендации из работы [Ощепков, 2016], мы вмняем таким индивидам в качестве месяца начала работы июнь соответствующего года. Отметим также, что при измерении специального стажа на данных РМЭЗ может возникнуть соблазн измерять его в целых годах и вообще никак не использовать ответы на вопрос о месяце начала работы, независимо от того, известен ли он или нет. Однако это упрощение существенно занижает долю «новичков» со специальным стажем менее одного года [Там же].

Рисунок ПЗ в Приложении дает представление о том, как менялась *«стажевая» структура* занятости (по данным РМЭЗ – ВШЭ). Из него видно, что на российском рынке труда, как и на любом другом, высокая мобильность одних групп работников сочетается со стабильностью занятости других. Несмотря на уже упоминавшийся рост в 2000-е годы представительства «новичков» с коротким стажем (менее года), группа «старожилов» с длинным стажем (10 лет и более) всегда оставалась самой многочисленной. Заметен также постепенный рост занятости в промежуточных группах, особенно в группе от 5 до 10 лет, наблюдавшийся в несколько последних лет. Результаты для посткризисного периода 2010–2014 гг. позволяют говорить о новой тенденции – росте доли «старожилов» со стажем более 10 лет на фоне сокращения доли «новичков» со стажем менее одного года. (Наличие этих тенденций мы проверяем позднее с помощью регрессионного анализа, позволяющего контролировать изменения в структуре занятости.)

Согласно ОНПЗ, в 2009–2014 гг. средняя величина специального стажа колебалась вокруг отметки 8,5 лет, а доля работников со стажем менее одного года составляла лишь 10–12% (рис. П1–П2). Таким образом, эти данные свидетельствуют о гораздо более высокой стабильности занятости на российском рынке труда, чем данные РМЭЗ – ВШЭ.

Согласно ОЗПП, в 2009–2013 гг. средний специальный стаж работников КиСП составлял около 10 лет, а доля занятых с коротким стажем менее года колебалась в диапазоне 11–13% (рис. П1–П2)⁶. Вторая из этих оценок практически совпадает с оценками, получаемыми на данных ОНПЗ, но заметно ниже оценок на данных РМЭЗ – ВШЭ⁷.

На рис. П4 представлена *стажевая структура* занятости в 2013 г. по данным РМЭЗ, ОНПЗ и ОЗПП. Относительно высокая доля «новичков» в данных РМЭЗ – ВШЭ сочетается с относительно малой долей «старожилов», тогда как на данных ОНПЗ и ОЗПП наблюдается обратное соотношение. Несмотря на это, данные ОНПЗ в целом подтверждают тенденцию к сокращению в последние годы доли «новичков», которую фиксируют данные РМЭЗ – ВШЭ. (Эта тенденция не просматривается в данных ОЗПП, что связано, по-видимому, с негативной динамикой занятости в секторе крупных и средних предприятий.)

⁶ Данные ОЗПП о доле работников с коротким стажем до одного года (показатель запасов) интересно сопоставить с данными отчетности предприятий о найме и выбытии рабочей силы (показатели потоков), которые также относятся только к сектору крупных и средних предприятий. Согласно официальной статистике, в период 2009–2013 гг. коэффициент найма в этом секторе колебался в пределах 25–30%. Сравнив этот показатель с показателем доли работников с коротким стажем по ОЗПП (11–13%), можно сделать вывод, что из каждых двух новых работников, нанятых в течение года, к его концу на предприятиях оставался только один. Это свидетельствует о крайне низкой степени закрепляемости «новичков» на предоставленных им рабочих местах.

⁷ Расхождения между данными РМЭЗ – ВШЭ, с одной стороны, и ОНПЗ и ОЗПП – с другой, отмечались ранее в работе [Российский работник, 2011].

Международные сопоставления

На рис. П5 и П6 (см. Приложение) приведены показатели среднего стажа, а также доли занятых со стажем менее 1 года в странах – членах ОЭСР в 2014 г. Согласно этим оценкам средняя продолжительность специального стажа колебалась в данной группе стран от 7 до 13 лет. Максимальные значения отмечались в странах Южной Европы (Греции, Португалии, Италии), за ними следовали страны континентальной Европы (Франция, Бельгия, Германия), еще ниже располагались Великобритания и Скандинавские страны. Оценки для постсоциалистических стран варьировали в очень широком диапазоне. На одном полюсе находились Словения и Хорватия, где средний стаж «зашкаливал» за 12 лет (что было, по-видимому, следствием унаследованной от прежней системы практики широкого участия работников во владении предприятиями), на другом – страны Балтии, где он едва превышал 7 лет.

В среднем в странах, охватываемых статистикой ОЭСР, доля работников с коротким стажем равнялась 17% при достаточно большом разбросе значений. Лидерами по доле «новичков» традиционно выступали страны Южной Америки (Чили – 28%, Колумбия – 36%, Мексика – 21%), за которыми следовали Скандинавские страны (Дания, Швеция, Финляндия, хотя Норвегия находилась ниже среднего показателя для ОЭСР). Почти не уступали им англосаксонские страны (Австралия, Великобритания, Канада) – 16–19%. Аутсайдером являлась Словения – 9,1% (еще ниже оценка для Румынии – 5,1%). Большинство постсоциалистических стран имели более низкую долю «новичков» с коротким стажем, чем развитые страны; ближе всего к среднему показателю для всех рассматриваемых стран подходили страны Балтии (около 15%).

Эти рисунки мы дополнили нашими оценками по России. И данные РМЭЗ – ВШЭ, и данные ОНПЗ свидетельствуют, что по международным меркам средняя величина специального стажа в России является низкой или даже очень низкой (на уровне стран Балтии). Однако для доли «новичков» эти источники рисуют противоречивую картину. Так, если оперировать данными ОНПЗ, то на фоне стран – членов ОЭСР она оказывается относительно низкой – примерно на уровне Греции и близко к показателям для других постсоциалистических стран (Чехии, Словении или Словакии). Если же брать за основу данные РМЭЗ – ВШЭ, то ситуация меняется. В этом случае в России доля работников с коротким стажем оказывается выше, чем в среднем по ОЭСР, примерно соответствуя показателям для Скандинавских стран, таких как Швеция или Дания.

К сожалению, мы вынуждены констатировать, что на данный момент на основе существующих данных невозможно сказать, какая из этих альтернативных картин ближе к реальности. Косвенные свидетельства также мало помогают прояснить ситуацию. В пользу

вывода о высокой стабильности занятости говорят отсутствие массовых увольнений на российском рынке труда, поддержание высокой численности занятых в бюджетном секторе, сильный страх безработицы и готовность мириться с низкой оплатой труда [Gimpelson, Oshchepkov, 2012]. В то же время в пользу вывода о низкой стабильности занятости свидетельствуют перманентное сокращение численности занятых в корпоративном секторе, значительный рост удельного веса сектора услуг и экспансия неформальной занятости [В тени регулирования, 2014]⁸.

Однако учитывая методологические преимущества микроданных РМЭЗ – ВШЭ, о чем говорилось выше, для целей эмпирического анализа мы используем именно их.

4. У кого стабильность занятости выше: эмпирический анализ

В данном разделе мы обсуждаем стабильность занятости у различных групп работников на российском рынке труда, используя четыре показателя специального стажа: его среднюю продолжительность, долю занятых с коротким стажем (менее 1 года), долю занятых со стажем 10 лет и более, а также долю занятых со стажем 20 лет и более. Далее мы проводим многомерный регрессионный анализ того, какие характеристики работников и рабочих мест и как связаны с длительностью трудовых отношений. Мы также исследуем вопрос о том, в какой мере изменения в длительности трудовых отношений, имевшие место в последние два десятилетия, были вызваны сдвигами в структуре занятости, и какие из этих сдвигов играли здесь главную роль.

Дескриптивный анализ

Средние значения интересующих нас показателей стажа в различных подгруппах занятых представлены в табл. П1. Ключевой социально-демографической характеристикой, связанной с длительностью специального стажа, несомненно, является **возраст** работника. Возраст – это необходимое, хотя и недостаточное условие длительного специального стажа. Так, работник в 30 лет по определению не может обладать 20 летним стажем, а работник в 60 лет вполне может. Однако положительная связь специального стажа с возрастом вызывается и более содержательными причинами, о которых, в частности, шла речь в разделе 2.

⁸ Как уже отмечалось, оценки доли «новичков» с коротким стажем по данным ОНПЗ и ОЗПП практически совпадают. Это странно, так как данные ОНПЗ – в отличие от ОЗПП – покрывают не только сектор крупных и средних предприятий, но также сектор малого предпринимательства и неформальный сектор с крайне неустойчивой занятостью. Вследствие этого следовало бы ожидать, что оценки по ОНПЗ будут намного выше оценок по ОЗПП. Отсутствие между ними заметной разницы заставляет с большой осторожностью относиться к ОНПЗ как источнику данных о специальном стаже.

С одной стороны, работники младших возрастов находятся в поиске «оптимального соответствия» между их индивидуальными предпочтениями и характеристиками и требованиями и характеристиками рабочего места. Этот поиск часто идет методом проб и ошибок. Индивид как бы «примеряет на себя» разные места работы и «возвращает в магазин» те, что ему не подходят (отсюда термин “job shopping”). С возрастом и ростом числа таких «примерок» вероятность нахождения оптимального соответствия растет, и поэтому у более старших работников стабильность рабочего места в среднем выше [Jovanovic, 1979]. С другой стороны, люди старших возрастов (и с более длинным специальным стажем) могут занимать принципиально иные рабочие места. В этом случае различия в стаже будут отражать различия в типах рабочих мест (например, промышленность и бюджетный сектор против сектора услуг), занимаемых разными возрастными когортами.

Общетеоретические представления хорошо согласуются с данными (Приложение, табл. П1). Если в группе занятых в возрасте 15–24 года средний специальный стаж составляет всего 2,4 года, то в группе 25–39 лет – уже более 7 лет, в группе 40–59 лет – 12 лет, а среди тех, кому за 60 лет, он превышает 15 лет. Все другие показатели стажа, представленные в табл. П1, также согласуются с этим ранжированием: с возрастом доля «старожилов» растет. Еще нагляднее положительную зависимость между специальным стажем и возрастом иллюстрирует рис. П7. Такая связь наблюдалась как в самом начале анализируемого периода – в 1994 г., так и в самом конце – в 2014 г. Отметим при этом, что на всем протяжении возрастной шкалы линия для 2014 г. проходит ниже линии для 1994 г., что означает снижение длительности трудовых отношений у работников всех возрастов. Это указывает на то, что помимо старения населения существовали и другие факторы, которые влияли на стабильность занятости, причем их влияние было понижающим и обратным влиянию старения. (Более подробно мы обсудим этот вопрос в следующем подразделе по результатам регрессионного анализа.)

Рисунок П8 представляет долю «новичков» с коротким стажем по четырем выбранным возрастным группам в динамике. Относительное положение групп по этому показателю было достаточно стабильным во времени: максимальная доля работников с коротким стажем всегда наблюдалась в самой молодой из них (15–29), тогда как минимальная – в самой пожилой (60+). В период быстрого экономического роста 2000–2007 гг. во всех группах доля работников с коротким стажем была выше, чем до этого и после. (Доля «новичков» в группе 60+ отличалась большими годовыми колебаниями в связи с ее относительно небольшой численностью.) Сильнее всего этот показатель сократился среди молодежи: с 42% в 2004 г. он упал до 31% в 2014 г. Помимо кризисных

явлений в экономике, дополнительную роль здесь, возможно, сыграли резкие повышения минимальной заработной платы, имевшие место в течение этого периода, что могло отрицательно повлиять на привлекательность молодых работников для работодателей [Muravyev, Oshcherkov, 2016]. Еще один возможный фактор – это увеличение среди молодежи представительства выпускников вузов, поскольку обладатели высшего образования отличаются в среднем более высокой стабильностью занятости.

Другой эмпирический факт состоит в том, что в России стабильность трудовых отношений у **мужчин** заметно ниже, чем у **женщин**. В среднем за рассматриваемый период длительность специального стажа среди женщин составляла примерно 8,4 года, тогда как у мужчин – чуть менее 7 лет. Эта гендерная асимметрия прослеживается и по другим показателям – долям «новичков» и «старожилов». Например, доля занятых с коротким стажем среди женщин составляла 18%, а среди мужчин – 23%. В среднем за рассматриваемый период разница достигала примерно 5,5 п.п., а в отдельные годы превышала 7,5 п.п.

Теория не дает однозначного предсказания, у какой из гендерных групп средний специальный стаж должен быть больше (например, в США стабильность занятости у мужчин выше, чем у женщин). Традиционная гендерная роль мужчин состоит в финансовом обеспечении семьи, а смена места работы является важным способом увеличения трудовых доходов. Дополнительным фактором является большая склонность к риску, и, следовательно, готовность к смене работы у мужчин в сравнении с женщинами [Dohmen et al., 2011]. В то же время у многих женщин наблюдается «прерывный» трудовой стаж, связанный с появлением детей. И хотя во время отпуска по уходу за ребенком (в России – до 3 лет) женщина сохраняет право на рабочее место и числится в штате предприятия, благодаря чему формального перерыва в специальном стаже не возникает, во многих случаях после выхода из отпуска по уходу за ребенком она (вынужденно или добровольно) меняет место работы или уходит в незанятость. В российском случае асимметрия в пользу женщин, скорее всего, связана с тем, что они составляют *большую* часть занятых в бюджетном секторе, где стабильность выше. Наоборот, мужчины шире представлены в секторах, которые либо были больше подвержены реструктуризации (как промышленность), либо нестабильной конъюнктуре (как строительство).

Как можно заметить из табл. П1, стабильность занятости растет с уровнем **образования**. Среди наиболее образованных групп работников – имеющих высшее или среднее профессиональное образование – средний специальный стаж составляет примерно 8,3 года, тогда как во всех других группах он не достигает 7 лет. Эта разница заметна также в разрезе других показателей специального стажа, приведенных в табл. П1. В определенной

мере образование и специальный стаж связаны через возраст: для получения образования, как и для накопления внутрифирменного стажа, нужно время. Однако два основных содержательных объяснения связаны, по-видимому, с тем, что более образованные работники быстрее находят «оптимальное» соответствие и с большей вероятностью попадают на рабочие места, требующие накопления специфического человеческого капитала, что «задерживает» их на полученном месте работы. Тем не менее нельзя сказать, что зависимость между уровнем образования и стабильностью рабочего места является абсолютно монотонной. Из общего ряда выбиваются работники, закончившие ПТУ на базе полного среднего образования. Более тщательный анализ связи между специальным стажем и образованием требует, по-видимому, учета влияния третьих факторов (см. подраздел с результатами регрессионного анализа).

Различия в стабильности занятости между основными **профессионально-квалификационными** группами также в общем согласуются с предсказаниями экономической теории. Самый низкий средний стаж (а также самая низкая доля «новичков» и самая высокая доля «старожилов») ожидаемо наблюдается среди неквалифицированных рабочих, где он составляет примерно 5 лет. С небольшим отрывом от них идет группа торговых работников со средним стажем примерно 5,2 года. На следующей «ступеньке» располагаются специалисты среднего уровня квалификации, служащие, занимающиеся обработкой информации, и квалифицированные рабочие, у которых он приближается к 7,5 годам. Далее идет группа руководителей, квалифицированных работников сельского хозяйства и полуквалифицированных рабочих, использующих «инструментальный труд» (машинисты и аппаратчики), которые трудятся в среднем на одном месте около 8,5 лет. Наиболее высокий средний стаж наблюдается в группе специалистов высшего уровня квалификации – примерно 10,5 лет. Среди них же наблюдается самая высокая доля «старожилов» со специальным стажем от 10 до 20 лет и со стажем 20 лет и более, а также одна из самых низких долей «новичков» со стажем менее одного года. Трудовая деятельность этой группы (куда входят, например, врачи, инженеры и преподаватели вузов) требует большого объема специальных знаний и навыков, другими словами – высокого уровня специфического человеческого капитала.

Каковы различия в стабильности занятости по **отраслям экономики**? Как показывает табл. П1, наиболее высокий средний стаж и максимальная доля «старожилов» со стажем более 20 лет наблюдаются в сельском хозяйстве и в общественном секторе экономики (куда мы включаем образование, науку, культуру, здравоохранение, органы управления, армию и МВД). Средний стаж в обоих случаях приближается к 10 годам, но в сельском хозяйстве

доля работников с длительным стажем 20 лет и выше составляла 19% (это максимум среди всех отраслей), а в общественном секторе только 15%.

Высокие показатели среднего стажа в общественном секторе можно объяснить специфической структурой занятости, смещенной в пользу профессий, требующих накопления специфического человеческого капитала (прежде всего, это специалисты высшего уровня квалификации), а также в пользу женщин и более пожилых работников. Кроме того, более стабильной занятость в этом секторе делают более строгое выполнение трудового законодательства и более слабая связь увольнений с показателями производительности труда по сравнению с частным сектором. В случае сельского хозяйства причины могут быть несколько иными, связанными, прежде всего, с локализацией большей части этой отрасли в сельской местности, в отдаленных и относительно небольших населенных пунктах. Из-за «узости» рынка труда в этих населенных пунктах смена места работы чаще всего предполагает необходимость переезда, что резко повышает издержки и препятствует трудовой мобильности. Кроме того, в сельском хозяйстве отмечается самая высокая концентрация работников пожилого возраста.

Следом за сельским хозяйством и общественным сектором идет промышленность со средним стажем примерно 9 лет и долей «старожилов» со стажем более 20 лет, равной 14%. На следующей «ступени» располагаются транспорт и связь, а также ЖКХ со средним показателем стажа около 7,5 лет. Далее – финансы (6,5 лет) и строительство (5 лет), а замыкает список торговля со средним стажем 4,5 года и минимальной долей «старожилов» со стажем более 20 лет – 2%.

Если рассмотреть ситуацию в отраслях в динамике (рис. П9), то можно увидеть, что в анализируемый период сокращение доли работников с коротким стажем менее одного года происходило во всех них без исключения⁹. «Лидерами» в данном отношении на протяжении всего периода оставались строительство и торговля, однако именно в них произошло и самое сильное сокращение. Так, в строительстве доля «новичков» снизилась с более чем 35% в 2005 г. до менее 23% в 2014 г. Это не удивительно, так как строительство – одна из отраслей, наиболее чувствительных к изменениям общеэкономической конъюнктуры. В итоге разрыв между строительством и торговлей и другими отраслями заметно сократился. Интересная динамика наблюдалась в финансовых услугах. Доля «новичков» здесь также сильно отреагировала на мировой финансовый кризис – падение с 24% в 2007 г. до 11,5% в 2010 г., однако затем она быстро восстановилась до предкризисного уровня.

⁹ Информация об отраслях занятости доступна в РМЭЗ – ВШЭ только начиная с 2004 г.

Как можно было бы ожидать, стабильность занятости в **государственном** секторе заметно выше, чем в **частном**. (Это естественным образом согласуется с высокими показателями специального стажа в общественном секторе, обсуждавшимися выше.) Например, если в первом средняя продолжительность специального стажа составляла около 10 лет, а доля «старожилов» со стажем 20 и более лет равнялась 16%, то во втором – 5,6 лет и 6% соответственно. Положение дел в организациях смешанной формы собственности (государственная + частная) было практически таким же, как в организациях, полностью принадлежащих государству. По-видимому, государственная «составляющая» «тянула» показатели среднего стажа на этих предприятиях вверх. Работники организаций с присутствием иностранного капитала по уровню стабильности занятости занимали промежуточное положение между работниками государственных и частных отечественных организаций со средним стажем примерно 7 лет и долей «старожилов» со стажем более 20 лет около 10%.

Можно привести целый ряд причин, объясняющих, почему стабильность занятости в частном секторе должна быть ниже, чем в государственном. Во-первых, колебания в спросе на продукцию, производимую частным сектором, обычно гораздо сильнее, чем в спросе на «продукцию» (общественные и государственные услуги), производимую в государственном секторе. Во-вторых, степень чувствительности и активность приспособления через наймы и увольнения рабочей силы к этим колебаниям в частном секторе выше, чем в государственном, так как частный сектор благодаря этому может «выживать» и получать прибыль, а функционирование государственного сектора зависит лишь от объемов бюджетного финансирования. В-третьих, можно ожидать, что трудовое законодательство (включая законодательство о защите занятости), ограничивающее оборот рабочей силы, лучше исполняется в государственном секторе, чем в частном. Наконец, по своим характеристикам работники государственного и частного секторов сильно отличаются (см. [Шарунина, 2013]). Известным фактом являются, например, относительно более высокие доли женщин и работников с высшим образованием в государственном секторе по сравнению с частным, а эти группы, как обсуждалось выше, отличаются большей стабильностью занятости.

Рисунок П10 свидетельствует о том, что характерные различия между государственным и частным сектором наблюдались не только в средних значениях, но и в динамике показателей специального стажа. Если в частном секторе в период быстрого роста экономики 2000–2007 гг. доля «новичков» находилась на стабильно высоком уровне, а затем с началом кризиса в 2008 г. начала достаточно резкое снижение, то в государственном секторе ее снижение началось раньше – уже с середины 2000-х годов, причем здесь никакой

реакции на кризис 2008–2009 гг. не наблюдалось. Тем не менее начиная с 2010 г. в обоих секторах обнаруживается тенденция к дальнейшему сокращению доли занятых с коротким стажем до одного года. (Отметим, что более «рваная» динамика в секторе с иностранной собственностью объясняется его относительно небольшими размерами.)

Достаточно четкая связь наблюдается между стабильностью занятости и **размером предприятий**: чем они крупнее, тем выше показатели специального стажа. Если на микропредприятиях (менее 10 человек) средний стаж составлял примерно 5,5 лет, а доля «старожилов» со стажем 20 лет и более равнялась всего лишь 6%, то на самых крупных (1000 и более человек) средний стаж достигал почти 12 лет, а доля занятых с длинным стажем – 23% (см. соответствующие строки табл. П1). Все промежуточные размерные категории отлично вписываются в эту закономерность. Такую четкую связь можно объяснить тем, что размер предприятия обычно положительно связан с его возрастом и, таким образом, с существованием самой возможности долго проработать на одном и том же месте. Кроме того, более крупные предприятия обеспечивают более длинную карьерную лестницу, перспективы продвижения и само продвижение по которой могут удерживать работников. Необходимо также учитывать различия в степени исполнения трудового законодательства, ограничивающего оборот рабочей силы, а также различия в отраслевой и секторальной структуре занятости между малыми и крупными предприятиями. (Например, среди малых предприятий выше, чем среди крупных, доля частных предприятий из сектора услуг).

Рисунок П11 представляет различия между предприятиями разного размера в динамике. Описанная выше «иерархия» оказывается устойчивой почти на всем рассматриваемом периоде. Отметим также, что общерыночная тенденция к сокращению доли «новичков» с коротким стажем (рис. П2) гораздо более четко просматривается для малых предприятий, чем для средних и крупных (более 100 человек), где она почти незаметна.

Регрессионный анализ

Представленный выше простой дескриптивный анализ не позволяет учитывать влияние третьих факторов. Например, более низкая стабильность занятости в частном секторе в сравнении с государственным может быть вызвана тем, что в первом выше доля мужчин, ниже средний возраст работников и выше доля предприятий сферы услуг. Кроме того, очевидно, что динамика показателей специального стажа во времени находится под влиянием изменений в структуре занятости. За рассматриваемый 20-летний период она претерпела весьма сильные изменения (табл. П2). Среди факторов, которые должны были способствовать увеличению длительности трудовых отношений, можно отметить старение

и рост образованности населения. Перечень факторов, которые должны были действовать в противоположном направлении, шире – тут и изменение отраслевой структуры занятости в пользу сектора услуг, и расширение частного сектора, и рост доли занятых на мелких предприятиях. Возникает вопрос, какой была бы динамика показателей стажа при контроле этих изменений в структуре занятости? Как бы менялась длительность трудовых отношений (и менялась ли она вообще), если бы структура занятости оставалась прежней?

Эти и другие вопросы мы анализируем с помощью регрессионного анализа. Следуя простому подходу, предложенному Г. Фарбером [Farber, 2008, 2010] при анализе специального стажа на рынке труда США, мы оцениваем с помощью МНК уравнение вида:

$$\ln(Tenure_{it}) = \alpha + \beta \times X_{it} + \gamma Y_t + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

где i – относится к работникам; t – обозначает год обследования; $Tenure$ – величина специального стажа (измеряемая с учетом месяца начала работы на предприятии); X – набор социально-демографических характеристик работников и рабочих мест; β – соответствующие коэффициенты; Y – эффект года, представленный через набор годовых дамми-переменных (базой является 1994 г.); ε – случайная ошибка.

В данном уравнении коэффициенты β будут представлять собой оценки (частных) корреляций между специальным стажем и различными характеристиками работников и рабочих мест, построенные с учетом влияния других факторов. Используя панельный характер данных РМЭЗ – ВШЭ, мы можем также учесть влияние всех ненаблюдаемых и постоянных во времени индивидуальных характеристик. (Таких как, например, склонность к риску или разного рода предпочтения по поводу рабочего места и вида деятельности.) В то же время оценки γ годовых эффектов позволяют построить динамику среднего специального стажа с учетом изменений в структуре занятости.

Дополнительно, также следуя методологии Г. Фарбера, мы оцениваем линейно-вероятностную модель (ЛВР) аналогичного вида, где в качестве зависимой переменной выступает дамми-переменная $T1$ ($T1 = 1$, если специальный стаж работника меньше одного года; $T1 = 0$, если специальный стаж работника равен или больше одного года):

$$T1_{it} = \alpha + \beta \times X_{it} + \gamma Y_t + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

Набор социально-демографических характеристик работников и рабочих мест (X) в обоих уравнениях включает в себя возраст, пол, семейный статус, уровень образования, профессионально-квалификационную принадлежность, форму собственности и размер предприятия, отработанное время, а также тип населенного пункта и регион проживания (на уровне первичной ячейки отбора – PSU). (Мы не включаем отрасли, так как отраслевые индикаторы в РМЭЗ – ВШЭ есть только с 2004 г.).

Результаты оценивания уравнений (6) и (7) приведены в табл. ПЗ и П4 соответственно. Оценки обоих уравнений мы приводим как без учета, так и с учетом индивидуальных фиксированных эффектов. Как и следовало ожидать, знаки коэффициентов при тех же самых переменных в обоих уравнениях в большинстве случаев оказываются зеркально противоположными. Учет фиксированных эффектов меняет величину коэффициентов, но почти никогда не влияет на направление воздействия или статистическую значимость.

Полученные результаты, как правило, качественно повторяют выводы простого дескриптивного анализа, представленные выше. Так, специальный стаж растет с возрастом, тогда как вероятность иметь короткий стаж с возрастом сокращается. Среди мужчин стаж в среднем ниже, чем среди женщин, но доля «новичков» выше. Связь с образованием может показаться не такой очевидной: средний стаж сначала растет с уровнем образования, но в группе работников с высшим образованием он оказывается не выше, чем у работников с неполным средним образованием или ниже. Дополнительные расчеты показывают, что такой неожиданный результат возникает из-за контроля профессиональной принадлежности работников. Как хорошо известно, эта переменная сильно связана с имеющимся уровнем образования, поэтому при включении ее в регрессию она «оттягивает» на себя часть эффекта образования. Без контроля профессий знак при переменной высшего образования оказывается положительным и значимым на 1%-м уровне. Результаты оценивания уравнения (7) показывают, что вероятность иметь короткий стаж максимальна в группе наименее образованных работников, однако опять же четкого ранжирования не наблюдается: вероятность примерно одинакова для всех уровней образования выше базового.

По сравнению с базовой группой – специалистами высшего уровня квалификации – почти все другие профессиональные группы имеют более низкий средний специальный стаж. Исключение составляет группа руководителей – специфический человеческий капитал в их деятельности, по всей видимости, играет не меньшую роль, чем в работе специалистов, что при контроле прочих характеристик делает эти группы близкими с точки зрения длительности пребывания на одном и том же месте. Другим исключением является группа квалифицированных рабочих сельского хозяйства, что согласуется с данными табл. П1: среди всех отраслей максимальный средний стаж отмечается в сельском хозяйстве. Напротив, минимальный показатель среднего стажа из всех профессиональных групп имеют неквалифицированные рабочие, что также согласуется с наблюдениями на «сырых» данных. Оценки для уравнения (7) являются схожими. Результаты по формам собственности, размеру предприятия и типу населенного пункта также полностью согласуются с результатами дескриптивного анализа, выполненного на основе табл. П1, поэтому мы не обсуждаем

их дополнительно. Наконец, средний стаж выше у работников с большей продолжительностью рабочего времени. В общем можно заключить, что регрессионный анализ за некоторыми исключениями полностью подтверждает качественные различия по показателям специального стажа между различными группами работников, наблюдаемые на «сырых» данных РМЭЗ – ВШЭ.

Динамика среднего стажа и динамика доли занятых со стажем менее 1 года без учета изменений в структуре занятости и с их учетом представлены на рис. П12. Соответствующие показатели за каждый год рассчитывались в относительном выражении, базой выступает 1994 г. Наблюдаемая (безусловная) динамика этих показателей воспроизводит уже хорошо известную нам тенденцию: до кризиса 2008–2009 гг. средний специальный стаж сокращался, а доля занятых с коротким стажем росла, тогда как в последующие годы средний стаж рос, а доля занятых с коротким стажем сокращалась. Как можно видеть из рис. П12, условная динамика показателей специального стажа (при контроле изменений в структуре занятости) в общем совпадает с безусловной. Однако если бы структура занятости не менялась, то количественные изменения в показателях специального стажа были бы во многом иными. Во-первых, сокращение среднего стажа и рост доли «новичков» были бы в первоначальный период не такими заметными. Например, сокращение среднего стажа составило бы лишь около 10% против фактически наблюдавшихся 35%. Во-вторых, уже в 2007–2008 гг. показатели среднего стажа сравнялись бы с уровнем базового 1994 г., а к 2014 г. заметно бы его превысили (в случае доли работников с коротким стажем – стали бы ниже исходного уровня).

Чтобы получить более четкое представление о влиянии изменений в структуре занятости на динамику продолжительности среднего специального стажа, мы оценили, какой бы она была, если бы те или иные компоненты занятости не менялись во времени. Для этого мы произвели симуляцию, включая в уравнение (6) тот или иной регрессор плюс годовые дамми. Полученные результаты представлены в табл. П5 в столбце 1¹⁰. Фактическое сокращение среднего стажа с 1994 по 2014 г. составило 0,1 лог-пункта, но если бы структура занятости вообще не менялась, то он не сократился бы, а *вырос* на 0,11 лог-пункта. Вычитание этой величины из фактической величины изменения среднего стажа дает представление о том, как сдвиги в структуре занятости повлияли на динамику среднего специального стажа. Соответствующие разности представлены в столбце 2. Так, имевшие место изменения в структуре занятости привели к сокращению средней продолжительности специального стажа на 0,21 лог-пункта.

¹⁰ Результаты для доли занятых с коротким стажем качественно похожи, поэтому мы не обсуждаем их в целях экономии места.

Если мы рассмотрим отдельные элементы структуры занятости, то можно заметить, что наиболее сильное понижающее влияние среди них оказали форма собственности ($-0,260$) и размер предприятий ($-0,157$), т.е. приватизация старых государственных предприятий и создание новых частных с параллельным сокращением занятости на крупных предприятиях в пользу более мелких. Отрицательно повлияло на средний стаж также сокращение доли работников, состоящих в браке ($-0,041$).

Однако не все изменения в структуре занятости оказывали понижающее влияние. Среди положительно влиявших факторов особо следует выделить старение населения: если бы возрастная структура занятости не менялась, то сокращение среднего стажа к 2014 г. составило бы 0,158 лог-пункта против фактически наблюдаемых 0,1. Иными словами, из-за изменения возрастной структуры его продолжительность увеличилась на 0,058 лог-пункта. Другим положительно влиявшим фактором был рост образованности работников ($+0,036$).

5. Отдача от специального стажа

Показатели специального стажа имеет смысл анализировать и обсуждать с учетом того, как они связаны с оплатой труда. С одной стороны, если заработная плата растет вместе со стажем, это мотивирует работников дольше оставаться на том же самом рабочем месте. Естественно поэтому ожидать, что высокая «премия» на специальный стаж будет, при прочих равных, сопровождаться более низкой межфирменной мобильностью. С другой стороны, если «премия» мала или вовсе отсутствует, это будет мотивировать работников чаще менять работу, что предполагает высокую межфирменную мобильность. Таким образом, отдача от специального стажа оказывается одним из важнейших факторов в механизме мобильности на рынке труда.

Методология оценивания отдачи от специального стажа

Сформировавшаяся на данный момент в литературе эконометрическая методология оценивания отдачи от специального стажа, хотя и является весьма продвинутой, но тем не менее не позволяет полностью разграничить влияние всех факторов и получить состоятельные оценки отдачи от специфического человеческого капитала. Как отмечает Н. Уильямс, «на данный момент еще не предложено способа оценивания, который бы давал несмещенные оценки влияния специального и общего трудового стажа» [Williams, 2009, p. 275].

Традиционным инструментом для оценивания отдачи от специального стажа является минцеровское уравнение заработной платы. Его базовая спецификация выглядит следующим образом [Mincer, 1974]:

$$\ln Wage_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 Tenure_{ij} + \beta_5 Tenure_{ij}^2 + \varepsilon_{ij}, \quad (8)$$

где i относится к i -му работнику; j – относится к j -й работе; $\ln Wage$ – логарифм почасовой заработной платы; $Educ$ – уровень образования; Exp и Exp^2 – общий трудовой стаж работника и его квадрат; $Tenure$ и $Tenure^2$ – специальный трудовой стаж работника на текущем рабочем месте и его квадрат; ε – ошибка.

Оценивание уравнения (8) с помощью МНК обычно показывает, что коэффициент β_4 является статистически значимым, положительным и достаточно большим по величине, а коэффициент β_5 – отрицательным. Если принять, что специальный стаж отражает запас накопленного специфического человеческого капитала, то такой результат полностью согласуется с предсказанием теории человеческого капитала: накопление специфического человеческого капитала замедляется с течением времени и, начиная с какого-то момента, его выбытие начинает превышать его прирост. При этом высокая положительная оценка β_4 может интерпретироваться как свидетельство высокой отдачи от инвестиций в специфический «внутрифирменный» человеческий капитал [Mincer, Jovanovic, 1981].

Однако такой прямолинейный подход может сталкиваться с проблемой эндогенности, вызванной наличием пропущенной переменной. А именно, могут существовать факторы, неучтенные в уравнении (8), но влияющие как на заработные платы, так и на длительность специального стажа. В этом случае оценки коэффициентов β_4 и β_5 будут содержать в себе влияние этих факторов, а потому окажутся смещенными.

Для лучшего понимания проблемы эндогенности в уравнении (8) в целом ряде работ (например, [Topel, 1991; Altonji, Williams, 2005]) эксплицитно предполагается, что ошибка ε состоит из нескольких компонент:

$$\varepsilon_{ij} = \mu_i + \phi_{ij} + u_{ij}, \quad (9)$$

где μ_i отражает ненаблюдаемые индивидуальные характеристики работников и прежде всего – их способности; ϕ_{ij} отражает качество мэтчинга (соответствия) между характеристиками работника и рабочего места; u_{ij} – полностью случайная компонента, которая, среди прочего, отражает ошибки измерения заработной платы и индивидуальных характеристик работников¹¹.

Естественно предполагать, что длительность специального стажа будет коррелировать как с индивидуальной неоднородностью работников, так и с неоднородностью мэтчинга. Так, она будет положительно коррелировать с μ , поскольку для работников с худшими способностями характерны более частые увольнения – как добровольные, так

¹¹ Отметим, что ошибки измерения, в принципе, могут иметь неслучайный характер. В российском случае есть основания считать, что ошибки измерения специального стажа коррелируют с рядом социально-демографических характеристик работников, а также с получаемой заработной платой [Ощепков, 2016].

и вынужденные. Что касается корреляции с ϕ , то ее знак может быть любым. С одной стороны, работники будут реже уходить с рабочих мест, характеристики которых лучше соответствуют их индивидуальным характеристикам. Кроме того, если фирмам достается часть ренты от удачного мэтчинга, то они тоже будут избегать увольнять работников, хорошо «состыковавшихся» с предоставленными им рабочими местами. Отсюда – возможная положительная связь специального стажа с компонентой ϕ . С другой стороны, если работники склонны переходить с рабочих мест, которые им подходят хуже, на рабочие места, которые им подходят лучше, то эта связь будет отрицательной. Считается, что первый эффект, как правило, перевешивает второй, так что и с компонентой ϕ специальный стаж тоже коррелирует положительно. Так как обе компоненты – μ и ϕ – положительно влияют на заработные платы, то МНК-оценки уравнения (8) будут завышать отдачу от специального стажа.

Однако смещение оценки отдачи от специального стажа в уравнении (8) может происходить не только из-за того, что сам специальный стаж коррелирован с ошибками, но также из-за того, что с ошибками коррелирован общий трудовой стаж. Общий трудовой стаж, скорее всего, должен быть положительно связан с компонентой ϕ , так как лучший мэтчинг часто достигается методом проб и ошибок. При этом с компонентой μ общий стаж может быть связан как отрицательно, так и положительно. Отрицательная связь может существовать из-за того, что более способные индивиды дольше учатся, а положительная – из-за того, что более способные индивиды испытывают менее продолжительные состояния незанятости. Эти корреляции с ошибками приводят к смещению оценки отдачи от общего стажа, но также создают и смещение коэффициентов при специальном стаже, поскольку он связан с общим стажем.

В эмпирической литературе сложилось два основных метода оценивания отдачи от специального стажа с учетом проблемы эндогенности, которые теоретически способны давать оценки менее смещенные, чем оценки МНК. Оба предполагают наличие панельных данных, т.е. данных по одним и тем же работникам в разные моменты времени. Первый метод (IV1) был изначально предложен в работе [Altonji, Shakotko, 1987]. Он использует в качестве инструмента для переменной специального стажа разность между его фактической величиной на тот или иной момент времени и его средней величиной для данного работника на данном рабочем месте:

$$DT_{ijt} = \text{Tenure}_{ijt} - \overline{\text{Tenure}_{ij}}, \quad (9)$$

где $\overline{\text{Tenure}_{ij}}$ – средний срок пребывания работника i на фирме j за период наблюдения. Переменная DT выступает как валидный инструмент, поскольку она ортогональна по отношению к компонентам ошибки μ и ϕ , которые являются фиксированными

на протяжении всего срока, пока работник i остается на рабочем месте j . Аналогично для инструментирования показателя $Tenure^2$ в качестве инструментальной переменной используется разность между $Tenure^2$ и $\overline{Tenure^2}$, и так далее для более высоких степеней.

Однако этот метод никак не учитывает эндогенность общего трудового стажа, которая «переносится» на специфический стаж, и потому, как отмечают сами авторы, такой подход может давать смещенные оценки. Результатом может быть переоценка отдачи от общего стажа (трудового опыта) и недооценка – от специального. В связи с этим одной из возможных модернизаций данного подхода (IV2) является дополнительное инструментирование показателей общего стажа с помощью аналогичного инструмента $DE_{ijt} = Exp_{ijt} - \overline{Exp}_{ij}$.

Альтернативный подход был предложен в работе [Topel, 1991], где для решения проблемы эндогенности использовалась следующая двухшаговая процедура (2SFD). На первом шаге оценивается уравнение для прироста заработной платы тех работников, которые сохраняли свое рабочее место:

$$\Delta \ln W_{ijt} = \beta_1 \Delta Exp_{ijt} + \beta_2 \Delta Tenure_{ijt} + \Delta \varepsilon_{ijt}, \quad (11)$$

где $\Delta \ln W$ – прирост заработной платы; ΔExp – прирост общего трудового стажа; $\Delta Tenure$ – прирост специального стажа. Так как $\Delta Exp = \Delta Tenure = 1$, то оценка константы из этого уравнения даст оценку совместного влияния общего и специального стажа ($B = \beta_1 + \beta_2$) на заработную плату. При этом взятие первых разностей помогает избавиться от компонент ошибки μ и ϕ , которые предполагаются постоянными во времени, так что оценка B может считаться состоятельной.

Второй шаг процедуры имеет целью отделить влияние специального стажа от влияния общего. Для этого сначала рассчитывается величина общего трудового стажа работника на момент его прихода в данную фирму ($Exp0_{ijt} = Exp_{ijt} - Tenure_{ijt}$). Вставив ее в уравнение (4) и сделав необходимые преобразования, получаем:

$$\ln W_{ijt} - B Tenure_{ijt} = \beta_1 Exp0_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \zeta_{ijt}, \quad (12)$$

где B оценивается из уравнения (6), а β_1 представляет собой отдачу от общего стажа на момент появления работника в фирме. Отсюда нетрудно получить оценку отдачи от специального стажа: $\beta_2 = B - \beta_1$.

Несмотря на то, что уравнение (12) дает состоятельные оценки $\beta_1 + \beta_2$, уравнение (12) может давать смещенную оценку β_1 , так как длительность общего трудового стажа на момент прихода работника на фирму (Exp_0), скорее всего, будет отрицательно коррелировать с ненаблюдаемыми индивидуальными способностями (μ), поскольку в пожилом возрасте более производительные работники реже склонны начинать все с нуля на новом месте работы. Это будет смещать оценку отдачи для общего стажа вниз, а для

специального – вверх¹². Кроме того, можно ожидать, что люди с большим опытом могут найти себе работу, более соответствующую их способностям и предпочтениям, и поэтому Exp_0 будет положительно коррелировать с компонентой φ . Это означает, что оценка β_1 будет смещена вверх, а оценка β_2 – вниз. В связи с этим есть основания критически относиться к получаемым таким образом оценкам.

Таким образом, ни метод Алтонжи – Шакотко, ни метод Топеля не позволяют полностью решить проблему эндогенности. Вопрос о том, какой из них предпочтительнее, остается открытым, и большинство более поздних исследований используют одновременно оба (дополнительно к оценкам МНК), что позволяет очертить примерные границы, в пределах которых, вероятнее всего, и лежит «истинная» отдача от специального стажа.

Оценки кумулятивной «премии» за специальный стаж, полученные с применением этих методов, для разных стран и разных периодов представлены в табл. 1. Как правило, самые высокие результаты, которые часто мало отличаются от оценок с использованием МНК, дает метод Топеля. Оценки по методу Алтонжи – Шакотко с инструментированием специального стажа намного ниже; еще ниже оказываются оценки с инструментированием по этому методу показателей как специального, так и общего стажа. Так, согласно расчетам Топеля, в США за 20 лет пребывания работника на одном и том же месте заработная плата возрастает примерно на треть, тогда как согласно расчетам Алтонжи – Шакотко – только на 5%. Интересно отметить, что практически во всех странах восходящая фаза профилей заработной платы в зависимости от специального стажа оказывается, как правило, весьма протяженной – заработная плата продолжает расти даже у «старожилов», «оттрубивших» на одном и том же месте работы по два десятка лет.

Таблица 1. Кумулятивная отдача от специального стажа в некоторых развитых странах, % (мужчины, занятые в частном секторе экономики)*

	5 лет	10 лет	15 лет	20 лет
Метод Топеля (2SFD)				
США, 1968–1983 [Topel, 1991]	18	25	28	34
США, 1981–1992 [Lefranc, 2003]	6	11	15	19
Франция, 1990–1997 [Lefranc, 2003]	8	15	20	25
Великобритания, 1991–2001 [Williams, 2009]	8	11	NA	9
Западная Германия, 1998–2003 [Zwick, 2008]	23	40	56	73
Нидерланды, 2000–2005 [Deelen, 2012]	21	42	62	81
Метод Алтонжи – Шакотко (IV1)				
США, 1968–1983 [Altonji, Shakotko, 1987]	3	3	3	4

¹² Для учета этого возможного смещения Топель предложил следующую модификацию (2SFD-IV): инструментировать Exp_0 в уравнении (17) с помощью общего трудового стажа Exp , исходя из предпосылки, что Exp не связано с μ . Однако такая предпосылка вызывает большие сомнения (см. выше).

	5 лет	10 лет	15 лет	20 лет
Западная Германия, 1991–1997 [Dustmann, Meghir, 2005]	1	2	4	6
Великобритания, 1991–2001 [Williams, 2009]	5	6	NA	8
Западная Германия, 1998–2003 [Zwick, 2008]	6	8	9	10
Нидерланды, 2000–2005 [Deelen, 2012]	3	7	9	12
Метод Алтонджи – Шакотко с дополнительным инструментированием общего стажа (IV2)				
США, 1968–1983 [Altonji, Shakotko, 1987]	4	3	4	5
Западная Германия, 1991–1997 [Dustmann, Meghir, 2005]	–1	–2	–3	–3
Западная Германия, 1998–2003 [Zwick, 2008]	5	5	5	5
Нидерланды, 2000–2005 [Deelen, 2012]	4	7	10	11

* Процент прироста реальной часовой заработной платы при различной продолжительности специального стажа по сравнению с заработной платой вновь принятых работников с нулевым специальным стажем.

Источник: [Deelen, 2012].

Однако если в западных странах применение методов Алтонджи – Шакотко и Топеля при оценивании отдачи от специального стажа стало уже стандартной практикой, то при анализе для постсоциалистических стран они почти не применялись, а большинство исследователей ограничивались результатами, полученными простым МНК. На данный момент нам известна только одна работа с использованием методов Алтонджи – Шакотко и Топеля для оценивания отдачи от специального стажа в стране с социалистическим прошлым [Orlowski, Riphahn, 2009]. В этой работе оценки делались для Восточной Германии в сравнении с Западной Германией на данных GSOEP в период 2002–2006 гг. Анализ показал, что при применении МНК отдача в Восточной Германии оказывается практически такой же, как в Западной Германии, а при применении методов Алтонджи – Шакотко и Топеля она перестает быть значимой для обеих частей страны. Таким образом, примерно за 20 лет, прошедших после объединения Германии, отдачи от специального стажа в ее обеих частях сравнялись. Это предполагает, что с течением времени по мере накопления «нового» рыночного специального стажа отдача от него в постсоциалистических странах должна расти, приближаясь к показателям для западных стран. Однако, безусловно, подобный вывод вряд ли можно безоговорочно распространять на все постсоциалистические страны, так как опыт Восточной Германии достаточно уникален.

В нашей работе мы также применяем как метод Алтонджи – Шакотко, так и метод Топеля с учетом ряда технических моментов, подробно разобранных в обзорной статье [Altonji, Williams, 2005]. Кроме того, мы принимаем во внимание специфику переходного периода.

Учет специфики переходного периода

Чтобы учесть неоднородность накопленного специфического человеческого капитала, состоящего как из обесцененного «старого», так и «полезного» «нового», мы применяем несколько альтернативных способов. **Первый** – включение в уравнение (8) (и другие соответствующие уравнения) дамми-переменной для работников, текущая занятость которых началась в условиях рыночной экономики, т.е. после января 1992 г. С одной стороны, эта переменная отрицательно связана с переменной специального стажа. С другой, так как наличие «старого» стажа должно «тянуть» заработную плату вниз, эта переменная должна положительно влиять на заработную плату. В результате ее включение в уравнение должно увеличивать отдачу от специального стажа.

Второй способ – включение переменной, которая представляет собой долю специального стажа работника, который был получен в рыночной экономике. У всех работников, текущая занятость которых началась в рыночных условиях, эта доля будет равна единице. А, например, у работников, занятость которых началась в 1988 г., эта доля по состоянию на 2000 г. будет равна $(2000-1992) / (2000-1988) = 0,67$. Этот способ, в отличие от первого, позволяет дифференцировать работников, имеющих «старый» стаж, по его длительности. Тем не менее оба способа имплицитно предполагают, что отдача от «нового» стажа равна отдаче от «старого», что является сильным допущением. Естественнo ожидать, что от «нового» стажа отдача выше, чем от «старого», так как он является более подходящим в новых условиях. В связи с этим **третий** способ предполагает разделение специального стажа на «новый» и «старый» и включение их величин в одно уравнение, что позволяет сравнить отдачи и протестировать их равенство. Наконец, **четвертый** способ – это оценивание уравнения (13) только для работников с «новым» стажем, что является возможной альтернативой третьему способу.

Кроме того, как отмечалось выше (раздел 2), степень обесценения «нерыночного» специфического человеческого капитала в частном и государственном секторе могла быть разной. Для тех, кто оставался в государственном секторе (образовании, здравоохранении, государственном управлении), «старые» знания и навыки, накопленные при прежней системе, могли сохранять ценность (во всяком случае – частично). У тех, кто стал работать в частном секторе, обесценение «нерыночного» капитала могло быть гораздо сильнее. (Отметим, что хотя за рассматриваемый период доля занятых в государственном секторе респондентов РМЭЗ – ВШЭ резко снизилась – с 76% в 1994 г. до 42% в 2014 г., она все равно остается огромной (табл. П2).) Поэтому в отличие от сложившейся исследовательской традиции, согласно которой отдачу от специального стажа принято оценивать только для

работников частного сектора, мы оцениваем ее также для работников государственного сектора¹³.

Результаты оценивания

На первом шаге, следуя за всеми предшествующими работами по России, мы оценили уравнение (8) простым МНК отдельно для каждого года за период 1994–2014 гг. Согласно сложившейся в эмпирической литературе традиции [Topel, 1991; Altonji, Williams, 2005; Williams, 2009], мы оценивали его только для мужчин, занятых в частном секторе, дополнительно контролируя их семейный статус, количество отработанных часов, потенциальную продолжительность общего трудового стажа и регион проживания.¹⁴ Однако для сравнения мы приводим аналогичные оценки также и для мужчин, занятых в государственном секторе, исходя из предположения о том, что в нем «старый» стаж может иметь большую ценность, чем в частном секторе¹⁵. Это отличает наш подход от предыдущих исследований на российских данных, где различие между секторами занятости не проводилось.

Результаты представлены в табл. 2. Во-первых, мы видим, что отсутствие значимости или даже отрицательные коэффициенты перед переменной специального стажа в предшествующих работах было во многом связано с тем, что в них частный и государственный сектор не разделялись. Оказывается, что при их разделении для частного сектора значимая отдача появляется в начале 2000-х годов, а для государственного она вообще оказывается значимой практически все годы. Это согласуется с нашей гипотезой о том, что в государственном секторе «старый» специфический человеческий капитал во многом сохранял свою полезность в отличие от частного. Во-вторых, почти во все годы размер отдачи в государственном секторе был выше, чем в частном. На наш взгляд, это

¹³ Разделение респондентов на занятых в частном и государственном секторах мы проводили с помощью двух вопросов. Первый: «Являются ли владельцами или совладельцами Вашего предприятия организации, иностранные фирмы или иностранные частные лица?» (код вопроса J24 в анкете РМЭЗ – ВШЭ). Второй: «Являются ли владельцами или совладельцами Вашего предприятия организации или какие-либо российские частные лица, коллектив предприятия или российские частные фирмы?» (код вопроса J25). При ответе «нет» на оба вопроса респондент относился к государственному сектору, в противном случае – частному.

¹⁴ В уравнение (8) мы включали с первой по четвертую степени специального и общего стажа. Более поздние исследования, проведенные после [Mincer, 1972], показали, что на американских данных полином четвертой степени стажа лучше отражает связь между заработной платой и стажем, чем полином второй степени (см. [Lemieux, 2006]). Согласно нашим оценкам, то же самое справедливо и для российского случая. Другие исследования, в которых бы анализировался этот аспект на примере какой-либо страны с переходной экономикой, включая Россию, нам неизвестны. В качестве прокси для общего трудового стажа мы использовали показатель потенциального стажа, который вычислялся как (возраст – 7 лет – число лет формального обучения).

¹⁵ Аналогичные расчеты производились и для женщин (также с учетом сектора занятости). См. П7–П9 в Приложении.

может быть связано с тем, что в государственном секторе во многих случаях существует эксплицитная привязка оплаты труда к «выслуге лет» в виде специальных надбавок к заработной плате.

Таблица 2. Годовые оценки отдачи от специального стажа, МНК, мужчины, частный сектор и государственный сектор, 1994–2014 гг.

Годы	Частный сектор				Государственный сектор			
	Спец. стаж	Спец. стаж 2	Спец. стаж 3	Спец. стаж 4	Спец. стаж	Спец. стаж 2	Спец. стаж 3	Спец. стаж 4
1994	0,076*	–1,010*	0,416*	–0,052*	0,069***	–0,620**	0,210**	–0,023**
1995	0,017	–0,148	0,028	0,000	0,059*	–0,706*	0,298*	–0,040*
1996	0,078*	–0,712	0,181	–0,015	0,098**	–0,960**	0,345*	–0,039*
1998	0,056	–0,356	0,017	0,009	0,114***	–0,805**	0,207*	–0,017
2000	0,018	–0,030	0,005	–0,001	0,118***	–1,024***	0,319***	–0,030***
2001	0,055	–0,381	0,091	–0,006	0,073*	–0,752*	0,289*	–0,035**
2002	0,088**	–0,957**	0,361**	–0,043*	0,035	–0,203	0,050	–0,004
2003	0,080***	–0,859**	0,297**	–0,032*	0,069**	–0,568*	0,169	–0,016
2004	0,073***	–0,649**	0,202*	–0,020	0,063**	–0,605*	0,219*	–0,026*
2005	0,070***	–0,600***	0,190**	–0,019**	0,129***	–1,114***	0,341***	–0,034**
2006	0,066***	–0,616***	0,186**	–0,017**	0,069***	–0,571**	0,186**	–0,020**
2007	0,059***	–0,663***	0,259***	–0,031***	0,054**	–0,468**	0,143*	–0,013*
2008	0,045***	–0,381**	0,109*	–0,009	0,092***	–0,839***	0,290***	–0,032***
2009	0,062***	–0,546***	0,169**	–0,015*	0,096***	–0,922***	0,318***	–0,034***
2010	0,049***	–0,441**	0,155**	–0,018**	0,040**	–0,252	0,054	–0,002
2011	0,055***	–0,480***	0,152**	–0,016**	0,058***	–0,369*	0,085	–0,006
2012	0,050***	–0,376**	0,110	–0,011	0,057***	–0,345**	0,092**	–0,009**
2013	0,048***	–0,301**	0,070	–0,005	0,008	0,109	–0,048	0,005
2014	0,014	0,002	–0,028	0,006	0,042*	–0,220	0,059	–0,006

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы (лог), регион проживания (уровень рsu). Регрессии оцениваются с учетом выборочных весов, поставляемых вместе с данными РМЭЗ – ВШЭ. Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности.

На следующем шаге мы оценили то же самое уравнение на пуле данных за весь рассматриваемый период (опять-таки с учетом сектора занятости). Оценки коэффициентов при показателях специального стажа, а также получаемые на их основе накопленные премии за 5, 10, 15 и 20 лет непрерывной работы на одном и том же месте представлены в табл. 3.

Таблица 3. Кумулятивные премии за специальный стаж в частном и государственном секторе, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,047***	0,005	0,047***	0,007
Спецстаж 2 / 100	–0,391***	0,055	–0,315***	0,072
Спецстаж 3 / 1000	0,114***	0,021	0,085***	0,026
Спецстаж 4/ 10000	–0,010***	0,003	–0,007***	0,003
Кумулятивная премия				
5 лет	0,161		0,177	
10 лет	0,202		0,253	
15 лет	0,185		0,272	
20 лет	0,156		0,270	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы (лог), регион проживания (уровень рsu). Регрессии оцениваются с учетом выборочных весов, поставляемых вместе с данными РМЭЗ – ВШЭ. Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что премия за первый год специального стажа в частном секторе составляет примерно 4,7%. Это полностью совпадает с премией за первый год работы в государственном секторе. Однако за исключением этой начальной точки профили накопленной премии за стаж заметно различаются по секторам. Во-первых, профиль в государственном секторе лежит выше, чем профиль в частном. Так, например, в государственном секторе 10 лет работы на одном и том же месте дают работнику преимущество в заработной плате размером в 25% от заработной платы тех, кто был нанят менее года назад, тогда как в частном секторе это преимущество составляет 20%. Этот межсекторальный разрыв растет вместе с величиной стажа. Например, 20 лет работы на одном и том же месте в государственном секторе дает премию размером уже 27%, а в частном – только 15,6%. Во-вторых, в частном секторе премия достигает своего пика через 9–11 лет после прихода на предприятие, затем начинает снижаться и к 20 годам опускается до уровня, меньшего чем при 5-летнем стаже. В государственном же секторе премия достигает своего пика только после 15 лет специального стажа и при этом не снижается при дальнейшем его увеличении, удерживаясь на стабильном уровне. Эти различия между секторами хорошо согласуются с предположением о том, что человеческий капитал, накопленный в плановой экономике, оказался по большей части бесполезным в появившемся частном/рыночном секторе экономики, однако во многом сохранил свою ценность в государственном секторе¹⁶.

¹⁶ Мы не обсуждаем оценки для других переменных помимо специального стажа, поскольку они согласуются с теоретическими ожиданиями, а также с результатами предшествующих

Затем мы проанализировали, как меняется отдача от специального стажа при учете неоднородности человеческого капитала, накопленного на рабочих местах. Включение в оцениваемое уравнение дамми-переменной, указывающей на отсутствие «старого» стажа (способ 1), оказывает заметное влияние на профиль кумулятивной премии в частном секторе (табл. 4). Хотя его форма почти не меняется, он сдвигается сильно вверх: например, стаж работы на одном и том же месте в течение 15 лет начинает давать уже премию в 21% против 18,5% в базовой спецификации. При этом сдвигается вправо и точка, в которой премия достигает своего пика, – до 12 лет. В то же время влияние этой корректировки на профиль кумулятивной премии в государственном секторе практически незаметно. Отметим также, что сама дамми-переменная положительна и значима для частного сектора, но незначима для государственного. Другими словами, если в частном секторе наличие «старого» стажа «тянет» заработную плату вниз, то в государственном секторе такого эффекта «старого» стажа не наблюдается. Все это опять же согласуется с предположением, что в государственном секторе, в отличие от частного, «старый» человеческий капитал во многом сохранил свою ценность. Похожие результаты дает и учет неоднородности человеческого капитала через включение в уравнение доли «нового» стажа в общей продолжительности специального стажа работника (способ 2).

Таблица 4. Кумулятивные премии за специальный стаж, мужчины, занятые в частном и государственном секторах, при различных способах учета неоднородности человеческого капитала, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

Способ 1	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Отсутствие «старого» стажа	0,063**	0,031	0,016	0,026
Спецстаж	0,046***	0,005	0,047***	0,007
Спецстаж 2 / 100	–0,360***	0,055	–0,308***	0,072
Спецстаж 3 /1000	0,107***	0,021	0,082***	0,026
Спецстаж 4/ 10000	–0,010***	0,003	–0,007**	0,003
Кумулятивная премия				
5 лет	0,165		0,180	
10 лет	0,215		0,257	
15 лет	0,210		0,277	
20 лет	0,194		0,277	

исследований, оценивавших уравнение заработной платы на данных РМЭЗ – ВШЭ (полностью эти оценки приведены в Приложении в табл. П6).

Способ 2	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Доля «нового» стажа	0,225***	0,069	0,082*	0,049
Спецстаж	0,044***	0,005	0,047***	0,007
Спецстаж 2 / 100	–0,347***	0,055	–0,302***	0,072
Спецстаж 3 / 1000	0,106***	0,021	0,081***	0,026
Спецстаж 4 / 10000	–0,010***	0,003	–0,007**	0,003
Кумулятивная премия				
5 лет	0,158		0,181	
10 лет	0,207		0,261	
15 лет	0,205		0,286	
20 лет	0,196		0,291	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень psu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Разделение «старого» и «нового» специального стажа (способ 3) подтверждает гипотезу о том, что это два разных по своему содержанию типа трудового опыта, генерирующие разные профили кумулятивной премии. В частном секторе профиль для «нового» стажа лежит заметно выше, чем для «старого» (табл. 5). Премия за первый год «нового» стажа составляет 8,7% и уже на третий год достигает уровня, характерного для пика «усредненного» профиля (когда «старый» и «новый» стаж не разделяются). Пик премии приходится примерно на 6–7-й год, когда она достигает 25%; затем в течение примерно 10 лет премия находится на стабильном уровне, но начинает вновь подрастать после 16-го года. В свою очередь, профиль премии для «старого» стажа полностью находится в области отрицательных значений. Это указывает на то, что обладание «старым» стажем не «премирует», а, наоборот, «штрафует». Однако так как коэффициенты при показателях «старого» стажа незначимы, то все же более корректно сказать, что «старый» стаж никак не связан с заработной платой работника. (Незначимость коэффициентов при «старом» стаже, скорее всего, объясняется относительно небольшой вариацией в его длительности.)¹⁷

¹⁷ Так, у «старого» стажа оказывается мало наблюдений с короткими сроками, а, например, наблюдения со стажем от 0 до 3 лет вообще отсутствуют полностью, поскольку первая волна РМЭЗ – ВШЭ датируется 1994 г. Но с точки зрения накопления опыта именно самые первые годы являются наиболее продуктивными. Поэтому не исключено, что представленные оценки для «старого» стажа могут быть заниженными.

Таблица 5. Кумулятивные премии за «старый» и «новый» специальный стаж, мужчины, занятые в частном и государственном секторах, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

Способ 3	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
«Новый» стаж				
Спецстаж	0,087***	0,009	0,101***	0,012
Спецстаж 2 / 100	–1,280***	0,187	–1,376***	0,247
Спецстаж 3 /1000	0,740***	0,136	0,781***	0,178
Спецстаж 4/ 10000	–0,140***	0,031	–0,151***	0,041
Кумулятивная премия				
5 лет	0,239		0,296	
10 лет	0,236		0,322	
15 лет	0,251		0,346	
20 лет	0,336		0,413	
«Старый» стаж				
Спецстаж	–0,025*	0,014	–0,018	0,013
Спецстаж 2 / 100	0,265	0,194	0,247	0,166
Спецстаж 3 /1000	–0,096	0,084	–0,086	0,066
Спецстаж 4/ 10000	0,012	0,011	0,009	0,008
Кумулятивная премия				
5 лет	–0,080		–0,047	
10 лет	–0,082		–0,021	
15 лет	–0,055		0,032	
20 лет	–0,023		0,083	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4 степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень psu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Результаты, полученные для государственного сектора, качественно похожи. Профиль премий для «нового» стажа лежит заметно выше, чем для «старого», причем ее значения находится в области отрицательных значений. Тем не менее можно отметить, что в отличие от частного сектора в государственном секторе «старый» стаж все же приносит некоторую положительную премию, если его продолжительность превышает 12 лет. Премия за 20-летний стаж достигает уже 8%-го уровня. Однако так как коэффициенты при показателях «старого» стажа незначимы, то к этим выводам следует относиться с большой осторожностью.

Оценивание уравнения (3) для работников, имеющих только «новый» стаж (способ 4), дает результаты, похожие на результаты для «нового» стажа при использовании способа 3 (табл. 6).

Таблица 6. Кумулятивные премии за «новый» специальный стаж; мужчины, занятые в частном и государственном секторах; оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,106***	0,010	0,102***	0,015
Спецстаж 2 / 100	–1,786***	0,239	–1,367***	0,337
Спецстаж 3 /1000	1,181***	0,197	0,735***	0,274
Спецстаж 4/ 10000	–0,260***	0,052	–0,128*	0,071
Кумулятивная премия				
5 лет	0,269		0,297	
10 лет	0,253		0,313	
15 лет	0,293		0,332	
20 лет	0,339		0,444	

Примечание: *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень psu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Далее мы переходим к оценкам уравнения (13), полученным с помощью методов Топеля и Алтонжи – Шакотко. В данном случае, как это принято в литературе, мы ограничились подвыборкой занятых только в частном секторе. Сначала мы применяем эти методы, не разделяя специальный стаж на «новый» и «старый», т.е. исходя из предположения, что он является однородным. Кумулятивные премии за специальный стаж, полученные этими методами, представлены в сравнении с оценками МНК в табл. 7.

Таблица 7. Кумулятивные премии за специальный стаж для мужчин, занятых в частном секторе, оценки по методу Топеля (2SFD) и Алтонжи – Шакотко (IV1 и IV2) в сравнении с оценками МНК, на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	МНК		2SFD		IV1		IV2	
	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,047***	0,005	0,025		0,002	0,022	0,005	0,025
Спецстаж 2 / 100	–0,391***	0,055	–0,368*	0,199	–0,066	0,392	–0,146	0,339
Спецстаж 3 /1000	0,114***	0,021	0,126	0,087	0,003	0,202	0,036	0,171
Спецстаж 4/ 10000	–0,010***	0,003	–0,012	0,011	0,005	0,030	0,001	0,025
Кумулятивная премия								
5 лет	0,161		0,061		–0,001		0,000	
10 лет	0,202		0,014		–0,028		–0,048	
15 лет	0,185		–0,073		–0,070		–0,115	
20 лет	0,156		–0,148		–0,104		–0,171	

Примечание: *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень psu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Оба метода борьбы с эндогенностью дают профиль премий, который лежит заметно ниже, чем профиль премий по МНК. Согласно Топелю, отдача на первый год стажа составляет примерно 2,5%, что почти в 2 раза меньше, чем по МНК. При этом пик премии приходится на пятый год работы на одном и том же месте, когда она достигает лишь 6%, тогда как пик премии по МНК наблюдается на 10–11-й год, когда она превышает 20%. По Топелю, премия полностью исчезает примерно на 11-й год стажа и затем превращается в «штраф», который к 20-му году достигает –15%. Профиль премий по методу Алтонжи – Шакотко как с инструментированием, так и без инструментария общего трудового стажа, лежит еще ниже профиля по Топелю. Но так как оба метода инструментария дают незначимые коэффициенты при переменных стажа, мы оставляем эти результаты без обсуждения. Таким образом, полученные оценки указывают на то, что МНК завышает отдачи от специфического человеческого капитала в частном секторе в России. Такой результат, а также незначимость отдачи от стажа при ее инструментарии по методу Алтонжи – Шакотко качественно совпадает с результатами, полученными в работе [Orlowski, Riphahn, 2009] для Восточной Германии.

Как меняются эти результаты, если мы учтем неоднородность специального стажа? Применение способов 1 и 2 качественно ничего не меняет: оба метода инструментария все также дают незначимые оценки отдач. Так как в случае способа 3 – при выделении «старого» и «нового» стажа в одном уравнении – применение методов Топеля и Алтонжи – Шакотко оказывается технически затруднено (из-за недостатка вариации в «старом» стаже), мы ограничились их применением на подвыборке работников, имеющих только «новый» стаж (способ 4). Результаты представлены в табл. 8 в сравнении с оценками МНК.

Таблица 8. Кумулятивные премии за «новый» специальный стаж для мужчин, занятых в частном секторе, оценки по методу Топеля (2SFD) и Алтонжи и Шакотко (IV1 и IV2) в сравнении с оценками МНК, на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	МНК		2SFD		IV1		IV2	
	Коэф- фициент	Станд. ошибка	Коэф- фициент	Станд. ошибка	Коэф- фициент	Станд. ошибка	Коэф- фициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,106***	0,010	0,055***	0,020	0,040**	0,020	0,048**	0,024
Спецстаж 2 / 100	–1,786***	0,239	–1,391***	0,522	–1,138**	0,461	–1,195***	0,458
Спецстаж 3 / 1000	1,181***	0,197	0,973**	0,466	0,921**	0,373	0,937**	0,367
Спецстаж 4 / 10000	–0,260***	0,052	–0,208*	0,126	–0,230**	0,095	–0,231**	0,093
Кумулятивная премия								
5 лет	0,269		0,074		0,048		0,075	
10 лет	0,253		–0,042		–0,019		0,016	

	МНК		2SFD		IV1		IV2	
	Кэф- фициент	Станд. ошибка	Кэф- фициент	Станд. ошибка	Кэф- фициент	Станд. ошибка	Кэф- фициент	Станд. ошибка
15 лет	0,293		-0,056		0,007		0,041	
20 лет	0,339		0,014		-0,010		0,019	

Примечание: *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень psu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Первое, на что стоит обратить внимание, это то, что все оценки оказываются значимыми. Естественно предположить, что незначимость результатов, полученных при использовании обоих методов борьбы с эндогенностью на общей выборке, связана с тем, что специальный стаж не был разделен на «новый» и «старый». Оценки, полученные с использованием методов Топеля и Алтонжи – Шакотко, опять дают гораздо более низкие профили накопленных премий, чем оценки МНК. Например, если МНК предполагает, что работник с 20-летним «новым» специальным стажем будет иметь 34%-ю премию по сравнению с работником, нанятым менее года назад, то, согласно методам Топеля и Алтонджи – Шакотко, его премия не превысит 2%. Это указывает на то, что МНК-оценки отдачи от «нового» специального стажа (в частном секторе) могут быть сильно смещены вверх¹⁸.

Результаты для специального стажа интересно сравнить с результатами для общего стажа (табл. П10). Во-первых, согласно МНК-оценкам, пик кумулятивной отдачи от общего стажа наблюдается на 15-м году трудовой деятельности работника (что примерно

¹⁸ Для полноты картины все представленные выше модели мы оценили также для женщин. В целом полученные для них результаты качественно похожи на результаты, полученные для мужчин. Во-первых, значимая отдача от специального стажа в частном секторе начала появляться гораздо позже, чем в государственном секторе (табл. П7). Во-вторых, за исключением начальной точки (премия за первый год работы) профиль кумулятивной премии в государственном секторе лежит заметно выше, чем в частном. В-третьих, если в частном секторе отсутствие «старого» стажа является преимуществом, которое дает положительную прибавку к заработной плате, то в государственном секторе отсутствие «старого» стажа является недостатком, связанным со «штрафом» (табл. П8). Мы не обнаруживаем такого «штрафа» в случае мужчин, и это отличие может быть связано с тем, что женщины в большей мере, чем мужчины, представлены на тех рабочих местах, где ценится наличие «старого», «советского» опыта работы (например, это воспитатели в детских садах или учителя в школах). В-четвертых, полученные результаты подтверждают тезис о том, что «старый» и «новый» являются разными по своему наполнению и потому генерируют разные профили кумулятивной премии. Как и в случае мужчин, у женщин профиль премии для «старого» стажа лежит заметно ниже профиля для «нового». При этом в частном секторе профиль для «старого» стажа находится в отрицательной области (табл. П9). Наконец, применение методов Топеля и Алтонжи – Шакотко дает качественно схожие результаты. Как с учетом, так и без учета неоднородности специального стажа профили кумулятивных премий, получаемые этими методами, лежат ниже, чем профиль МНК. Это указывает на то, что, как и в случае мужчин, оценки МНК завышают отдачу от специального стажа.

соответствует возрастному интервалу 30–35 лет), когда она достигает 22%; затем начинается ее снижение. В большинстве развитых стран отдача от общего опыта значительно выше и пика она достигает значительно позже – как правило, в предпенсионном возрасте [Российский работник, 2011]. Несмотря на это, как показывает сравнение соответствующих оценок, на российском рынке труда общий опыт ценится все же выше, чем специфический (внутрифирменный). Во-вторых, при использовании методов Топеля и Алтонжи – Шакотко кумулятивная отдача от общего стажа всегда остается положительной и достаточно значительной. Более того, при применении метода Алтонжи – Шакотко она не только не снижается по сравнению с МНК-оценками (как это происходит в случае специального стажа), а, наоборот, возрастает, достигая 30%. В-третьих, при инструментировании самого общего стажа (метод IV2) пик отдачи от него сдвигается вверх до отметки 20 лет, что примерно соответствует возрастному интервалу 35–40 лет. Однако при этом коэффициенты при показателях общего стажа становятся незначимыми, что ограничивает нашу возможность делать какие-либо содержательные выводы.

Резюмируя описанные выше эконометрические результаты, можно сказать следующее. При использовании МНК мы получаем ощутимую зарплатную премию на специальный стаж. Например, в частном секторе заработная плата работников, проработавших непрерывно 10 лет у того же самого работодателя, оказывается на 20% выше, чем у тех, кто был нанят менее года назад. В государственном секторе эта премия еще больше. Наблюдаемую премию во многом обеспечивает «новый» стаж, который начался в рыночных условиях, тогда как «старый» стаж, который восходит ко времени плановой экономики, «тянет» заработную плату вниз. Однако такой подход с использованием МНК дает завышенную оценку отдачи от специфического человеческого капитала, смешивая её с другими эффектами – влиянием ненаблюдаемых качества мэтчинга и способностей работников. Учет последних ведет к оценкам, свидетельствующим о низком уровне или даже полном отсутствии отдачи от специфического капитала. Это согласуется с небольшими по международным меркам масштабами формального обучения и подготовки на рабочих местах, которые осуществляют российские предприятия [Российский работник, 2011].

6. Заключение

В нашей работе на основе данных о специальном стаже работников анализируются трудовая мобильность и стабильность на российском рынке труда в период с 1994 по 2014 г. Эта метрика отражает длительность трудовых отношений с одним и тем же работодателем и тем самым позволяет судить о том, сколько наймов происходит в течение года, насколько они устойчивы и каково соотношение между «новичками» и «старожилами» в составе

занятых. Чем ниже величина среднего стажа и чем выше доля «новичков» (работников с коротким специальным стажем), тем выше мобильность рабочей силы, и, наоборот, чем больше средний стаж и выше доля «старожилов» (работников с длительным специальным стажем), тем выше стабильность занятости. Важным показателем при этом является размер зарплатной «премии» за специальный стаж. Если эта «премия» высока, то работники, при прочих равных, менее склонны менять работодателя, а если эта «премия» мала или вовсе отсутствует, то это мотивирует работников чаще менять работу.

Несмотря на то, что разные источники данных дают достаточно разные оценки средней продолжительности специального стажа и соотношения «новичков» и «старожилов», наш общий вывод состоит все же в том, что на российском рынке труда наблюдается достаточно высокий уровень трудовой мобильности. Российская рабочая сила отличается от многих развитых стран сравнительно невысоким средним специальным стажем и значительной долей «новичков».

Другой вывод состоит в том, что на российском рынке труда (впрочем, как и на рынке труда любой другой страны) высокая мобильность одних групп работников всегда сочеталась и сочетается со стабильностью занятости других. Несмотря на относительно высокую долю «новичков», доля «старожилов» (со стажем 10 лет и более) всегда оставалась в структуре российской рабочей силы самой многочисленной. Это предполагает, что мобильность и стабильность сосуществуют, а длительные трудовые отношения, несмотря на шоки переходного периода, никуда не исчезли. Не менее важно, что средний стаж и стажевая структура занятости сильно различаются по секторам и отраслям экономики.

Выполненный анализ указывает также на определенный тренд в интенсивности трудовой мобильности в рассматриваемый период. По всей видимости, ее уровень рос с начала 1990-х, достиг своего пика в первой половине 2000-х годов, затем начал постепенно сокращаться, и к 2014 г. фактически скатился обратно на уровень 1994 г. Более высокая трудовая мобильность на старте переходного периода была, по-видимому, связана с резко активизировавшимися процессами реаллокации занятости – между секторами, отраслями, отдельными предприятиями. Наши расчеты показывают, что если бы не значительные изменения в структуре рабочих мест (прежде всего, рост частного сектора и сокращение занятости на крупных предприятиях в пользу более мелких), то средний специальный стаж в 2014 г. был бы заметно выше, а доля «новичков» была бы заметно ниже того, что наблюдалось в 1994 г.

Наконец, мы получаем целый ряд новых результатов относительно «премии» за специальный стаж. Предшествующие работы по России показывали, что на ранних этапах переходного периода специальный стаж приносил нулевую или даже отрицательную отдачу,

но примерно с конца 2000-х годов у него стала обнаруживаться положительная зарплатная премия. Доминирующее в литературе теоретическое объяснение такой динамики находится в русле теории человеческого капитала: в новых условиях «старый», «нерыночный» специфический человеческий капитал, накопленный в условиях плановой экономики, потерял свою ценность, а запас «нового», «рыночного» человеческого капитала еще не достиг уровня, способного генерировать положительную премию. Но как только запас «нового» внутрифирменного опыта стал достаточно внушительным, специальный стаж начал приносить положительную отдачу. Наши результаты свидетельствуют о том, что эти представления нуждаются в серьезной корректировке.

Во-первых, мы показываем, что принципиальное значение имеет разделение на частный и государственный сектор. Хотя человеческий капитал, накопленный в плановой экономике, оказался действительно по большей части бесполезным в появившемся частном/рыночном секторе, он во многом сохранил свою ценность в государственном секторе, принципы работы которого не сильно изменились. В соответствии с этим мы обнаруживаем, что в государственном секторе премия за специальный стаж была положительной и значимой практически на всем периоде наблюдений. В частном же секторе отдача от специального стажа была действительно незначима в 1990-е годы, но стала значимой и положительной уже с начала 2000-х годов – несколько раньше, чем указывали другие работы.

Во-вторых, мы эксплицитно и несколькими альтернативными способами вводим в эконометрический анализ разделение на «старый», «нерыночный» и «новый», «рыночный» специальный стаж. Мы находим, что наличие у работника «старого» специального стажа – периода занятости на данном предприятии до начала рыночных реформ – связано с примерно 6%-м «штрафом» в оплате труда, при этом такой «штраф» присутствует только в частном секторе. Кроме того, оценивание «премии» отдельно для «нерыночного» и «рыночного» опыта показывает, что профили заработной платы для «нового» специального стажа лежат заметно выше, чем для «старого», причем если у первого они находятся полностью в области положительных, то у второго – преимущественно в области отрицательных значений.

В-третьих, мы получаем результаты, свидетельствующие о том, что положительная связь между заработной платой и специальным стажем на российском рынке труда по большей части не имеет отношения к накоплению специфического человеческого капитала. Оценивание минцеровского уравнения на пуле данных за период 1994–2014 гг. с помощью МНК показывает, что у «старожилов», проработавших на одном и том же месте 15–20 лет, заработная плата (при прочих равных условиях) на 20–25% выше, чем у «новичков», только

что принятых на работу. Однако применение стандартных для западной литературы методов борьбы с эндогенностью Топеля и Алтонджи – Шакотко приводит к тому, что эта премия в лучшем случае оказывается равна 2–4% (для «нового» стажа), а то и вовсе становится незначимой или отрицательной. Из полученных нами оценок следует, что в российских условиях период роста заработной платы по мере накопления специфического человеческого капитала значительно короче, а отдача от инвестиций в него значительно меньше, чем в большинстве других стран. Это едва ли удивительно, если вспомнить, как мало и неохотно российские предприятия инвестируют во внутрифирменное обучение работников.

В связи с этим можно предположить, что наблюдаемая премия за «новый» специальный стаж связана с лучшим мэтчингом «старожилов» по сравнению с «новичками», а постепенное повышение качества мэтчинга могло стать тем фактором, которое вызвало появление положительной отдачи от специального стажа в 2000-е годы. Появление такой премии, в свою очередь, могло отрицательно повлиять на интенсивность межфирменной трудовой мобильности, о чем свидетельствуют увеличение средней продолжительности специального стажа и уменьшение доли «новичков» с коротким стажем.

Впрочем, нельзя исключить, что со временем ослабление межфирменной мобильности, которое наблюдается все последние годы, заставит участников рынка труда внести определенные коррективы в свое поведение. В изменившихся условиях и работникам и предприятиям может стать выгоднее инвестировать в специфический человеческий капитал, так что и отдача от него, возможно, начнет возрастать. Проверка этого предположения – задача будущих исследований.

Литература

- В тени регулирования: неформальность на российском рынке труда (2014) / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.
- Мальцева И.О. (2005) Гендерные различия в профессиональной мобильности и сегрегация на российском рынке труда: Working Paper № 05/11. М.: EERC.
- Мальцева И., Рощин С. (2006) Гендерная сегрегация и трудовая мобильность на российском рынке труда. М.: ГУ ВШЭ.
- Мальцева И.О. (2009) Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России? // Экономический журнал Высшей школы экономики. Т. 13. № 2. С. 243–278.
- Нестерова Д., Сабирьянова К. (1998) Инвестиции в человеческий капитал в переходный период в России // Российская программа экономических исследований: научный доклад № 99/04. М.: EERC.

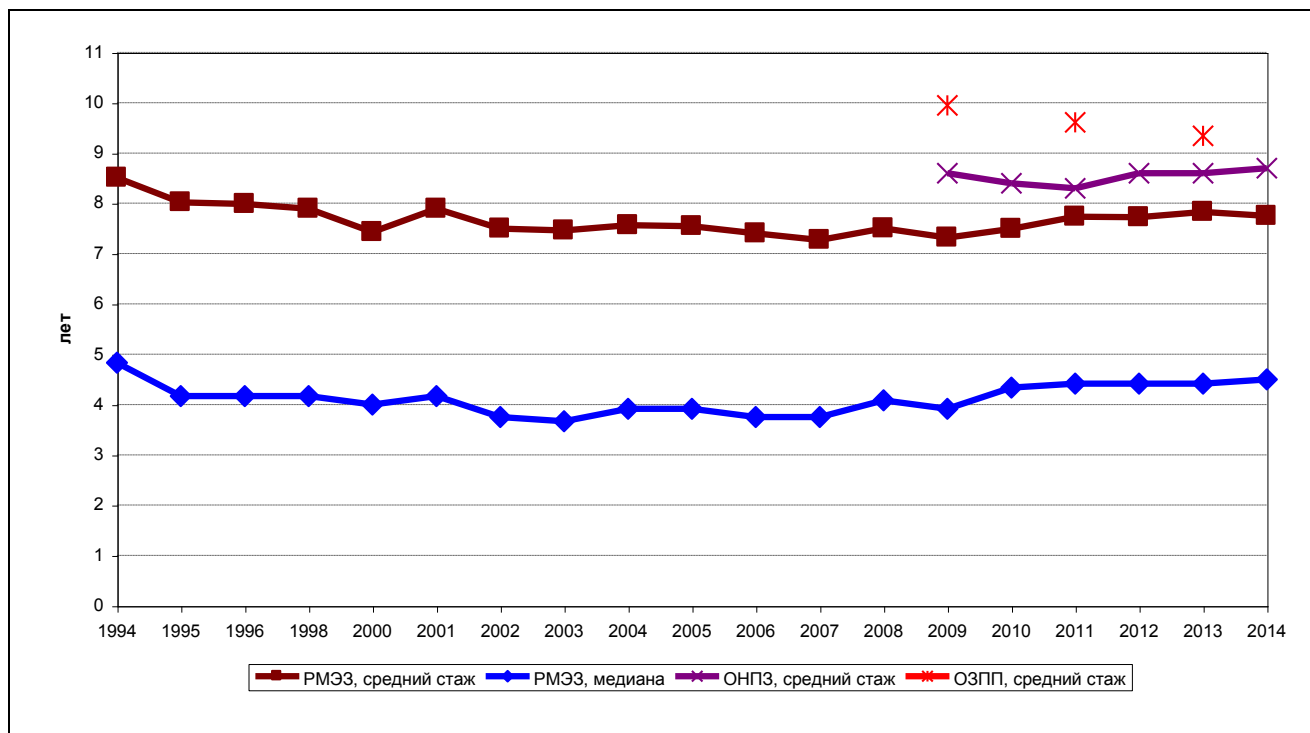
- Обзор занятости в России. Выпуск 1 (1991–2000 гг.) (2002) / под ред. Т. Малевой. М.: Теис.
- Ощепков А. (2016) Проблемы измерения специального стажа на данных РМЭЗ – ВШЭ: препринт WP3/2016/04. Серия «Проблемы рынка труда». М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.
- Российский работник: образование, профессия, квалификация (2011) / под ред. В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.
- Шарунина А. (2013) Является ли российский «бюджетник» «неудачником»? Анализ межсекторных различий в оплате труда // Экономический журнал ВШЭ. Т. 17. № 1. С. 75–107.
- Altonji J., Shakotko (1987) Do Wages Rise with Job Seniority? // Review of Economic Studies. Vol. 54. No. 3. P. 437–459.
- Altonji J.G., Williams N. (2005) Do wages rise with job seniority? A reassessment // Industrial and Labour Relations Review. Vol. 58. No. 3. P. 370–397.
- Becker G.S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. Chicago: University of Chicago Press. 1964.
- Bird E. J., Schwarze J., Wagner G.G. (1994) Wage effects of the move toward free markets in East Germany // Industrial and Labor Relations Review. Vol. 47. No. 3. P. 390–400.
- Bratsberg B., Terrel D. (1998) Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men // Journal of Human Resources. Vol. 33. No. 3. P. 658–682.
- Buhai S., Portela M., Teulings C., Van Vuuren A. (2008) Returns to Tenure or Seniority? Bonn: IZA. IZA Working Paper No. 3302.
- Copeland C. (2015) Employee Tenure Trends, 1983–2014 // Employee Benefit Research Institute Notes Notes. Vol. 36. No. 2. P. 2–9.
- De Grip A., van Loo J., Mayhew K. (ed.) (2002) The Economics of Skills Obsolescence. Amsterdam: Emerald Group Publishing Limited. Research in Labor Economics. Vol. 21.
- Deelen A. (2012) Wage-Tenure Profiles and Mobility. The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis. CPB Discussion Paper No. 198.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U., Schupp J. (2011) Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequences // Journal of the European Economic Association. Vol. 9. No. 3. P. 522–550.
- Dustmann Chr., Meghir C. (2005) Wages, Experience and Seniority // Review of Economic Studies. Vol. 72. P. 77–108.
- Farber H. (2008) Employment Insecurity: The Decline in Worker-Firm Attachment in the United States. Princeton: Princeton University. Working paper No. 530.

- Farber H. (2010) Job Loss and the Decline in Job Security in the United States // Labor in the New Economy / K.G. Abraham, J.R. Spletzer, M. Harper (eds). Chicago: University of Chicago Press.
- Gimpelson V., Oshchepkov A. (2012) Does more unemployment cause more fear of unemployment? // IZA Journal of Labor & Development. Vol. 1. No. 6.
- Hyatt H.R., Spletzer J.R. (2016) The Shifting Job Tenure Distribution. Bonn: IZA. IZA Discussion Paper No. 9776.
- Jovanovic B. (1979) Job Matching and the Theory of Turnover // Journal of Political Economy. Vol. 87. No. 5. P. 972–990.
- Kertes G., Kollo J. (2002) Economic transformation and the revaluation of human capital – Hungary, 1986–1999 // The Economics of Skills Obsolescence / A. de Grip, J. van Loo, K. Mayhew (eds). Amsterdam: Emerald Group Publishing Limited. Research in Labor Economics. Vol. 21. P. 235–273.
- Lazear E.P. (1981) Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions // American Economic Review. Vol. 71. No. 4. P. 606–620.
- Lazear E.P. (1979) Why Is There Mandatory Retirement? // Journal of Political Economy. Vol. 87. No. 6. P. 1261–1284.
- Lefranc A. (2003) Labor Market Dynamics and Wage Losses of Displaced Workers in France and the United States. William Davidson Institute Working Paper No. 614.
- Lehmann H., Wadsworth J. (2000) Tenures That Shook the World: Worker Turnover in Russia, Poland, and Britain // Journal of Comparative Economics. Vol. 28. No. 4. P. 639–664.
- Mincer J. (1974) Schooling, Experience and Earnings. NY: Columbia University Press.
- Mincer J., Jovanovic B. (1981) Labor Mobility and Wages // Studies in Labor Markets / Sh. Rosen (ed.). Chicago: University of Chicago Press. P. 21–63.
- Munasinghe L., Reif T., Henriques A. (2008) Gender Gap in Wage Returns to Job Tenure and Experience // Labour Economics. Vol. 15. No. 6. P. 1296–1316.
- Muravyev A., Oshchepkov A. (2016) The Effect of Doubling the Minimum Wage on Employment: Evidence from Russia // IZA Journal of Labor & Development. Vol. 5. No. 6.
- Neumark D., Polsky D., Hansen D. (1999) Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990's // Journal of Labor Economics. Vol. 17. No. 4. S. 29–64.
- Orlowski R., Riphahn R.T. (2009) The East German wage structure after transition // Economics of Transition. Vol. 17. No. 4. P. 629–659.
- Sabirianova K. (2002) The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia // Journal of Comparative Economics. Vol. 30. No. 1. P. 191–217.

- Topel R.H. (1991) Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority // Journal of Political Economy. Vol. 99 (1). P. 145–176.
- Williams N. (2009) Seniority, Experience and Wages in the UK // Labour Economics. Vol. 16 (3). P. 272–283.
- Zwick Th. (2008) The Employment Consequences of Seniority Wages. Mannheim: ZEW. ZEW Discussion Paper No. 08-039.

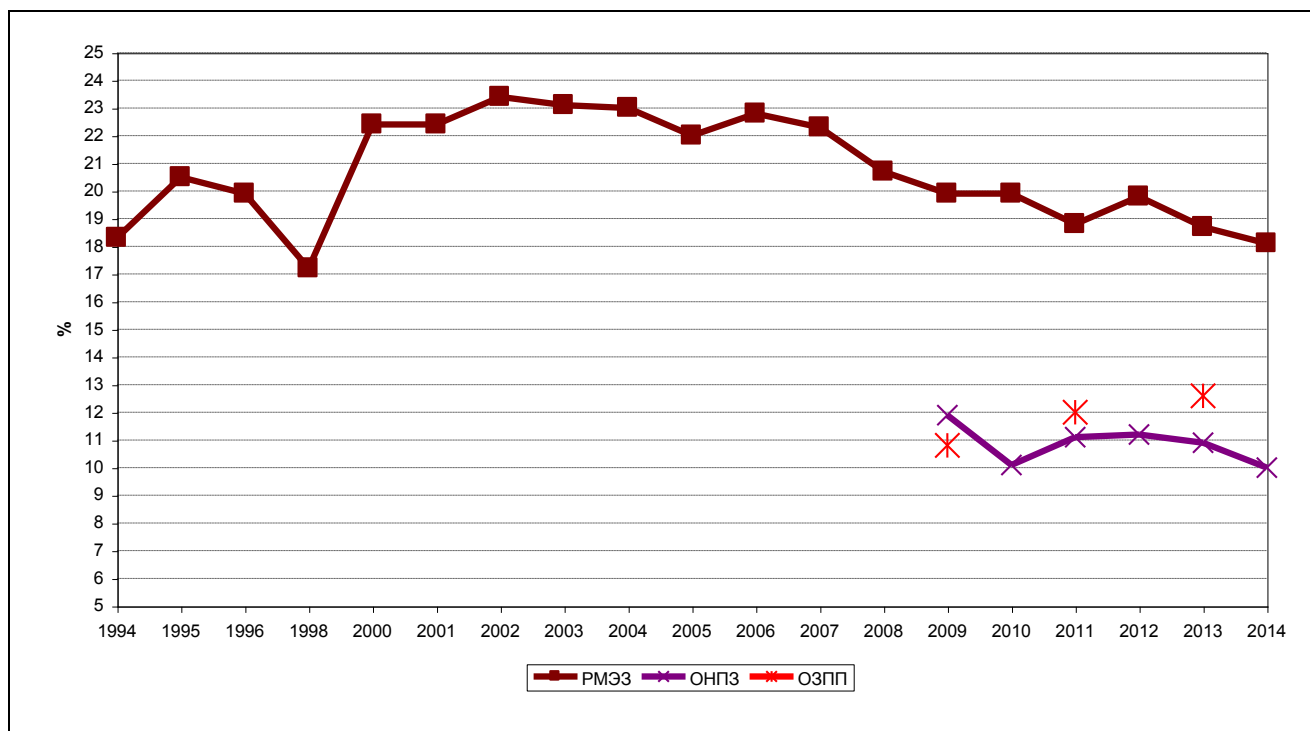
Приложение

Рис. П1. Динамика средней продолжительности специального стажа по альтернативным источникам данных, 1995–2014 гг., лет



Источники: расчеты авторов по данным РМЭЗ – ВШЭ, ОНПЗ и ОЗПП.

Рис. П2. Динамика доли занятых, имеющих специальный стаж менее одного года, по альтернативным источникам данных, 1994–2014 гг., %



Источники: расчеты авторов по данным РМЭЗ – ВШЭ, ОНПЗ и ОЗПП.

Рис. ПЗ. Динамика структуры занятости по числу лет специального стажа, 1994–2014 гг., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ, %

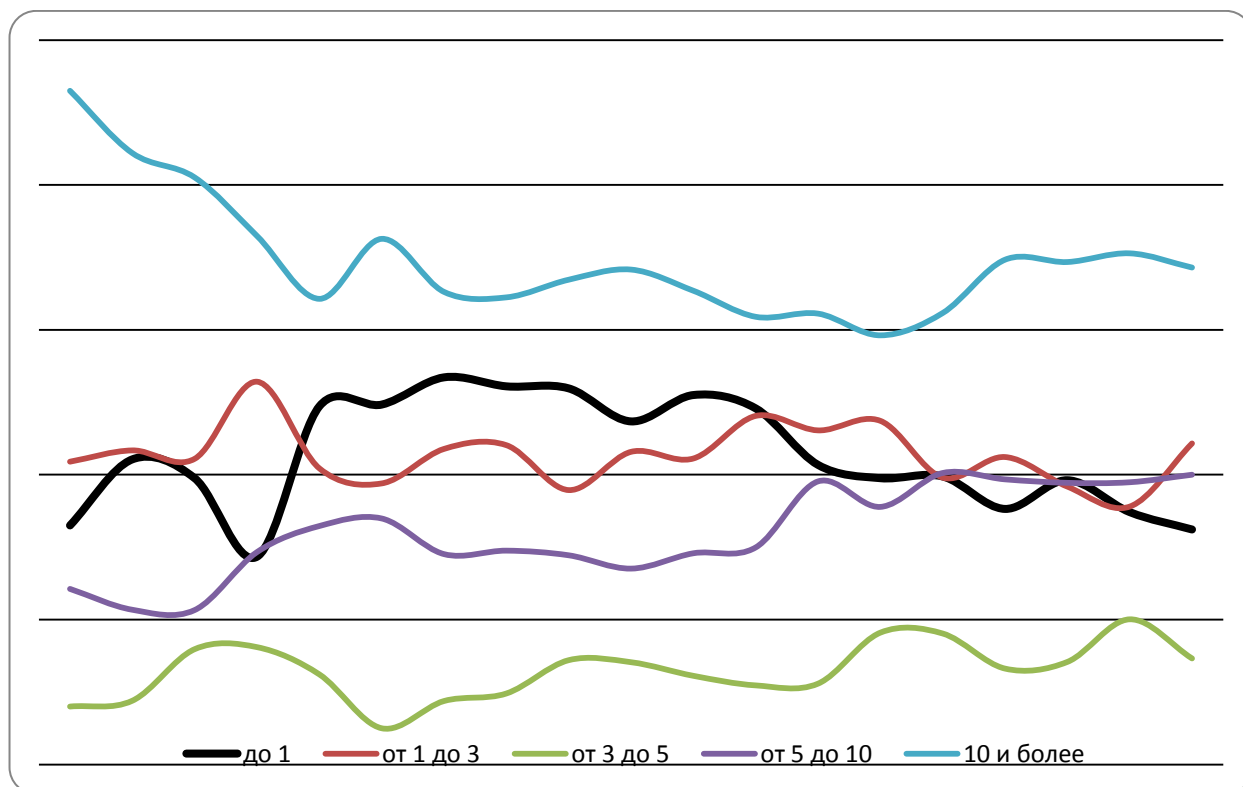


Рис. П4. Распределение занятых по группам с разной продолжительностью специального стажа на данных РМЭЗ – ВШЭ, ОНПЗ и ОЗПП, 2013 г., %

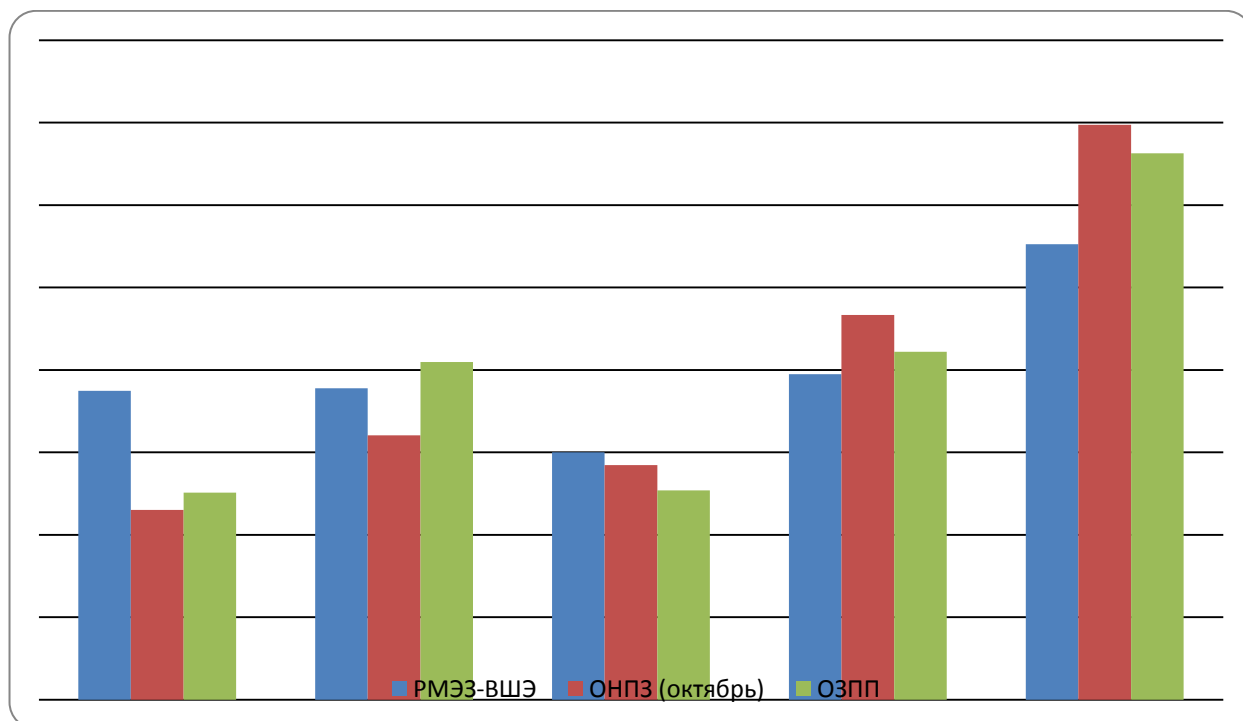
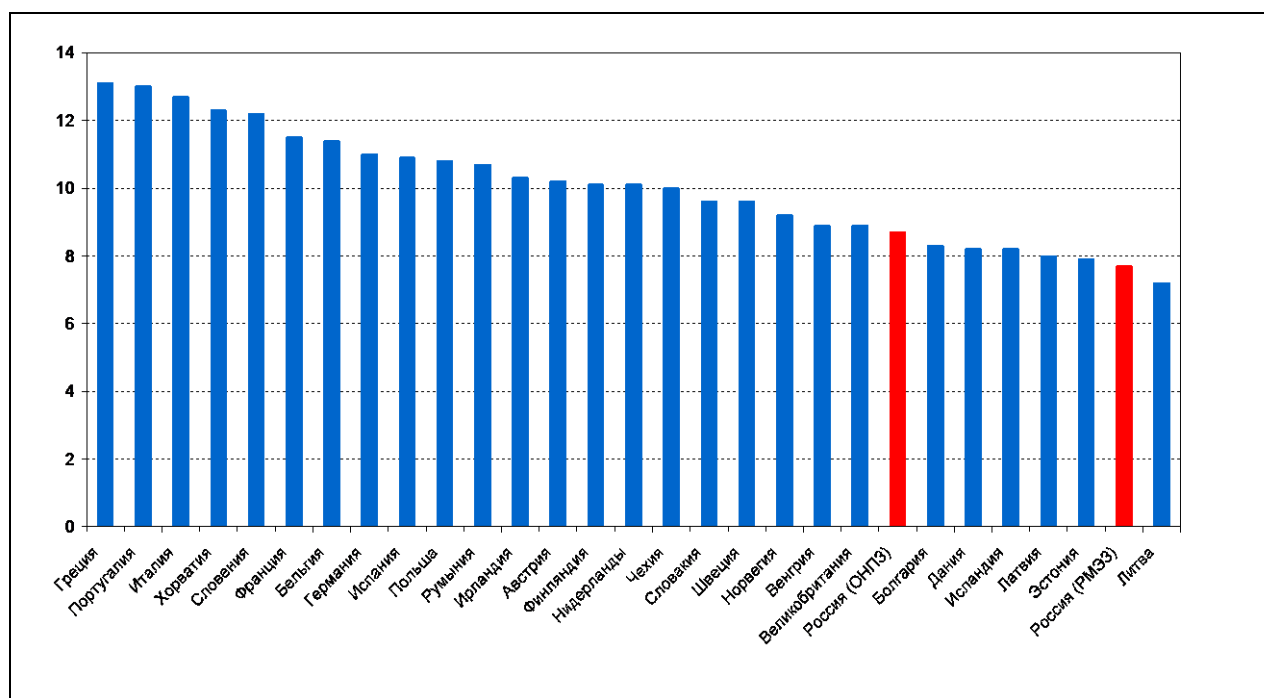
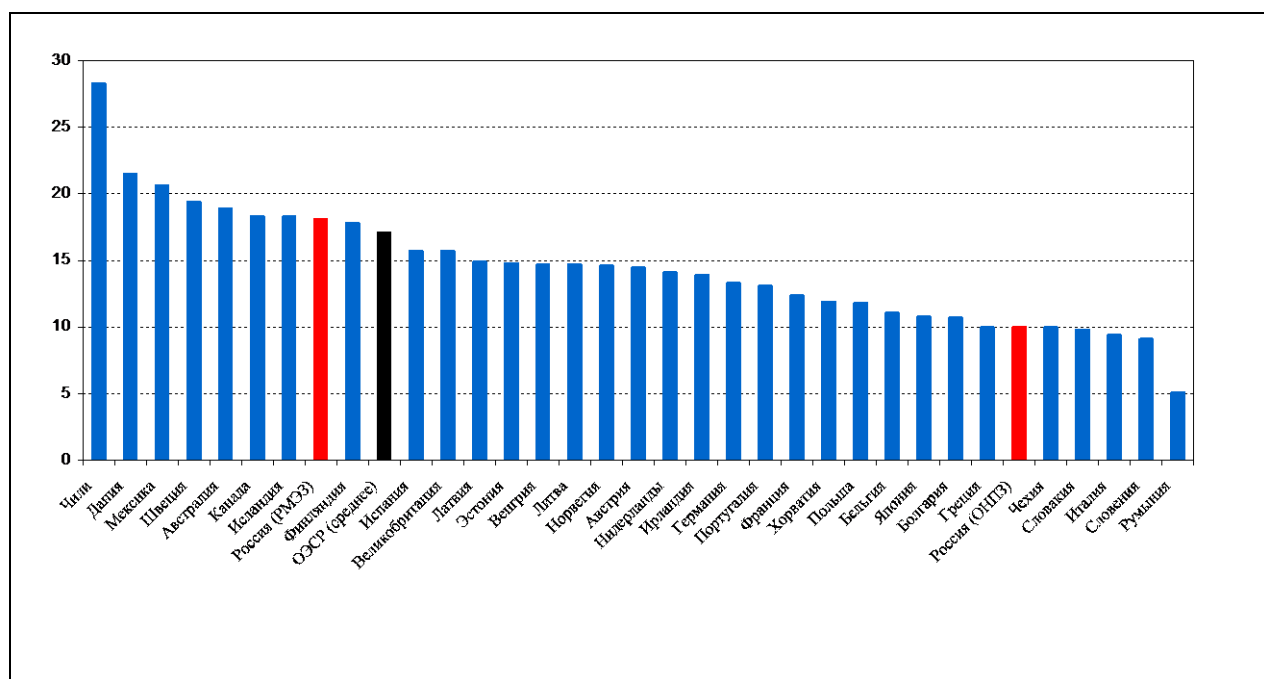


Рис. П5. Средний специальный стаж, Россия и страны – члены ОЭСР, 2014 г., лет



Источник: данные статистики ОЭСР (stats.oecd.org). Данные по России – расчеты авторов.

Рис. П6. Доля занятых со специальным стажем менее одного года в России и странах – членах ОЭСР, 2014 г., %



Источник: данные статистики ОЭСР (stats.oecd.org). Данные по России – расчеты авторов.

Рис. П7. Средний специальный стаж у работников разных возрастов в 1994 г. и 2014 г., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ, лет

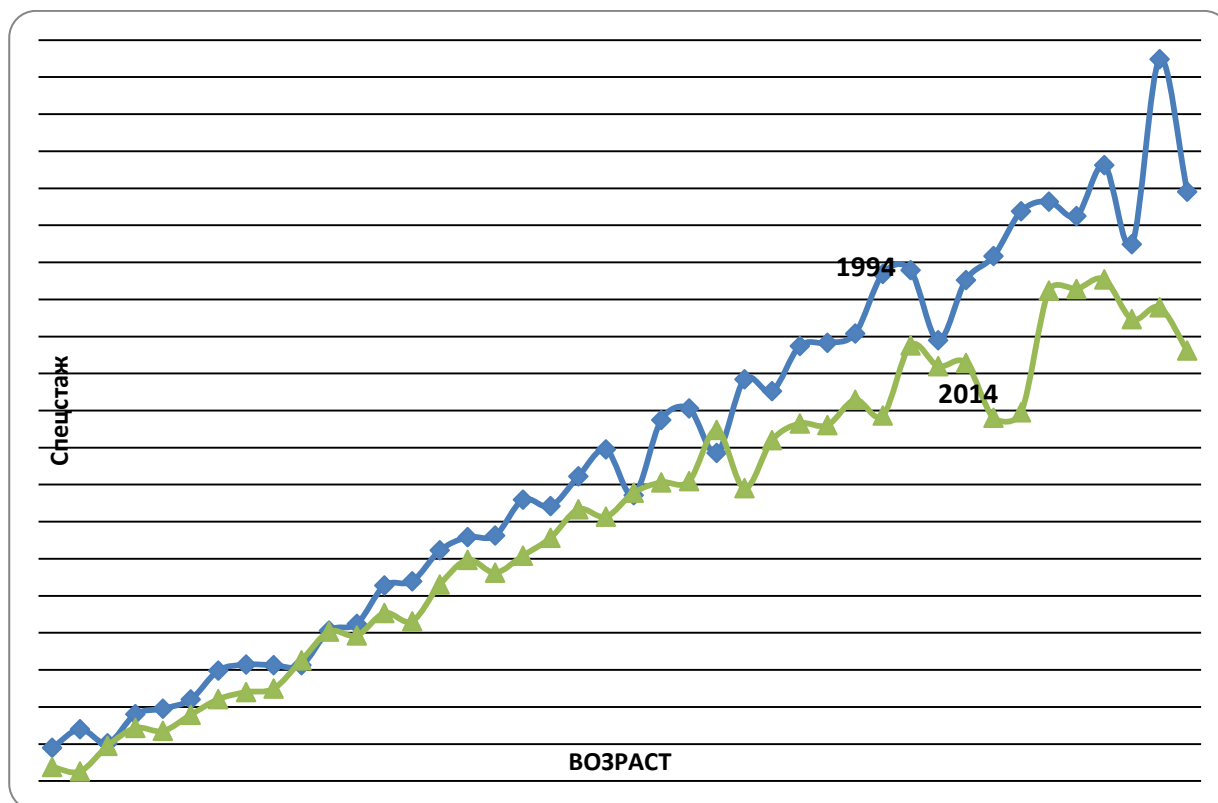


Рис. П8. Доля занятых со стажем до 1 года по возрастным группам, 1994–2014 гг., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ

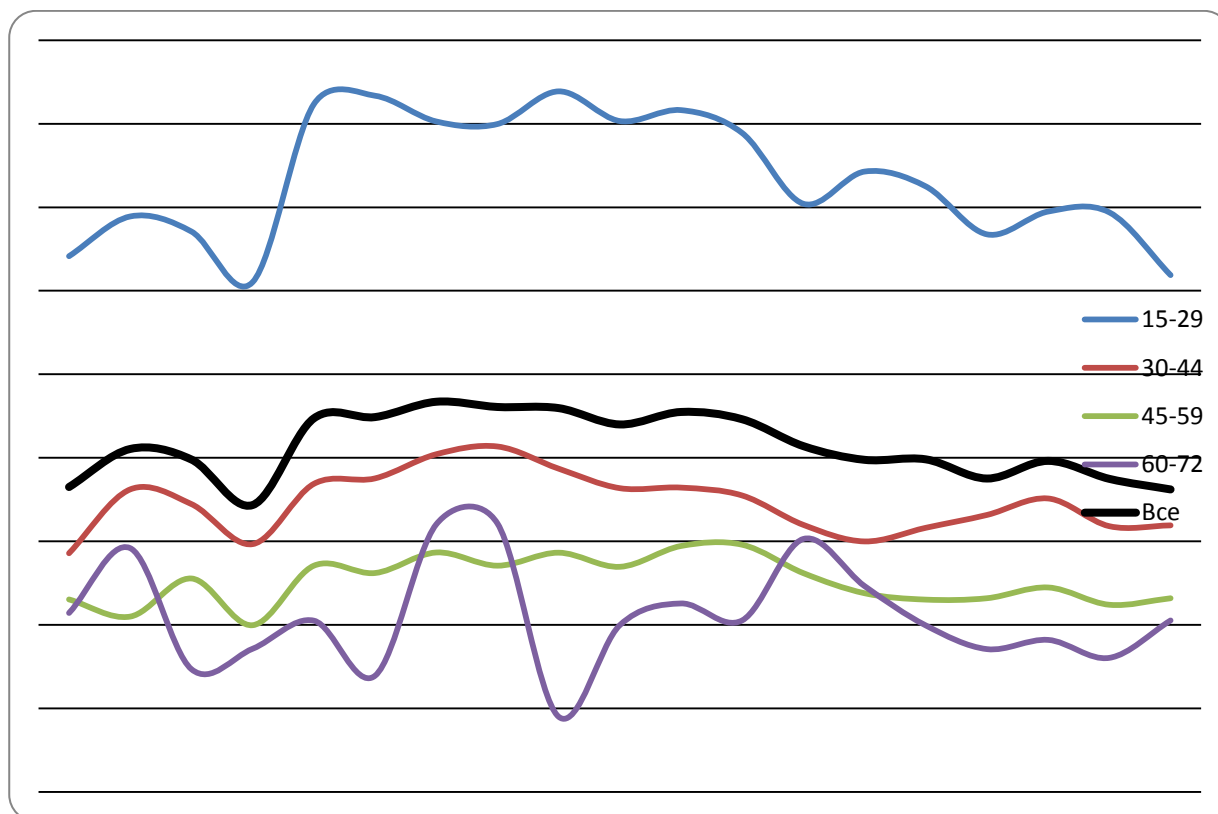


Рис. П9. Доля занятых со стажем до 1 года по отраслям экономики, 2004–2014 гг., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ

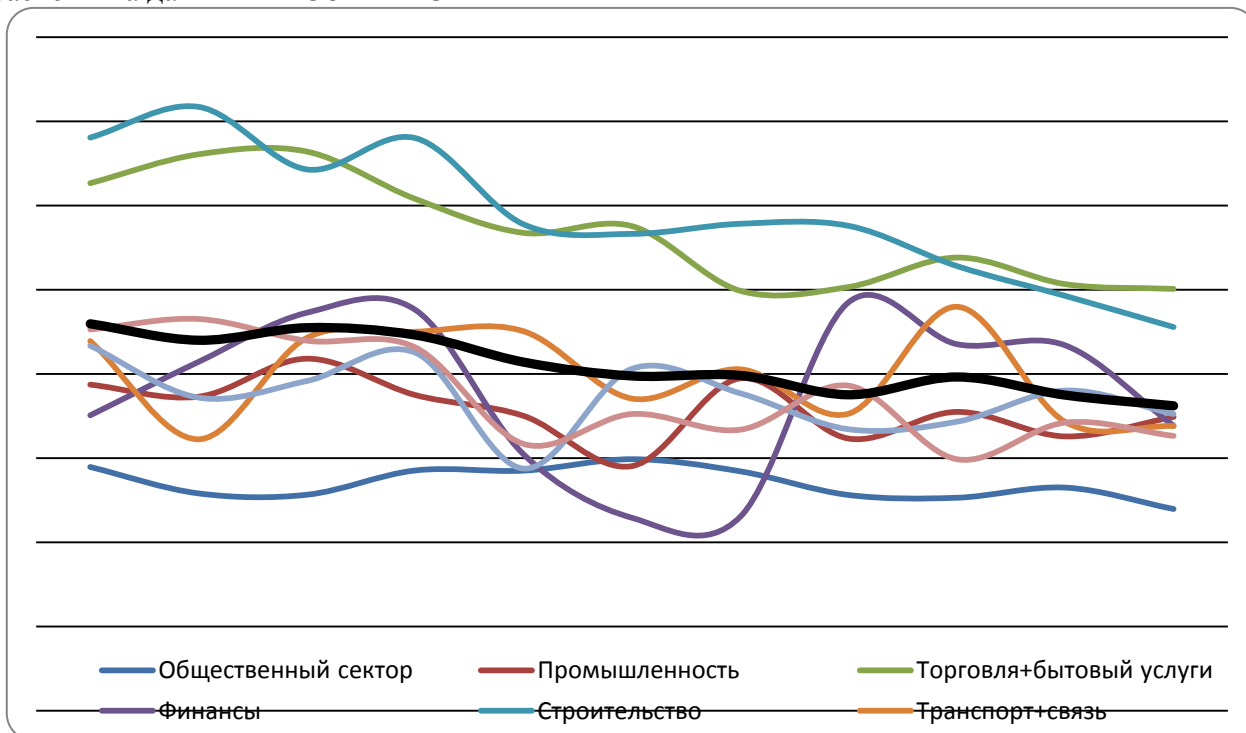


Рис. П10. Доля занятых со стажем до 1 года в фирмах и организациях разной формы собственности, 1994–2014 гг., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ

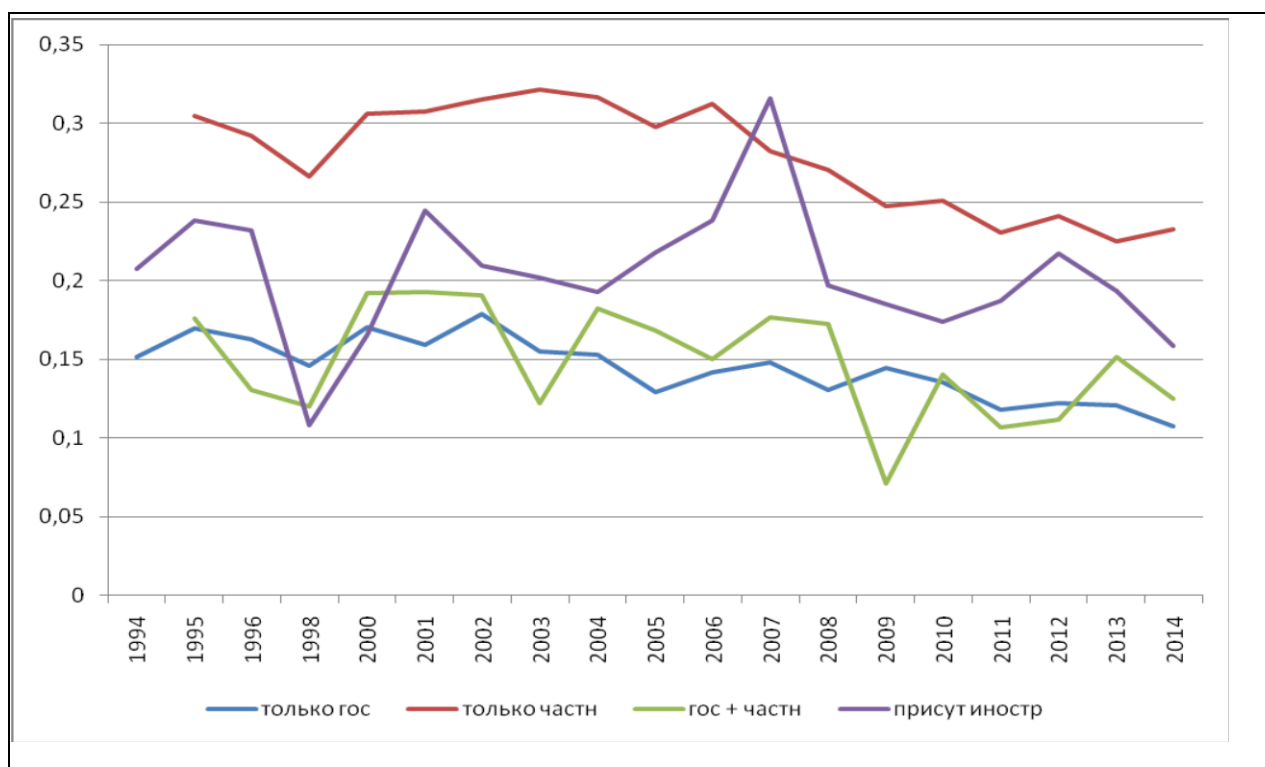


Рис. П11. Доля занятых со стажем до 1 года по размеру предприятия, 2004–2014 гг., расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ

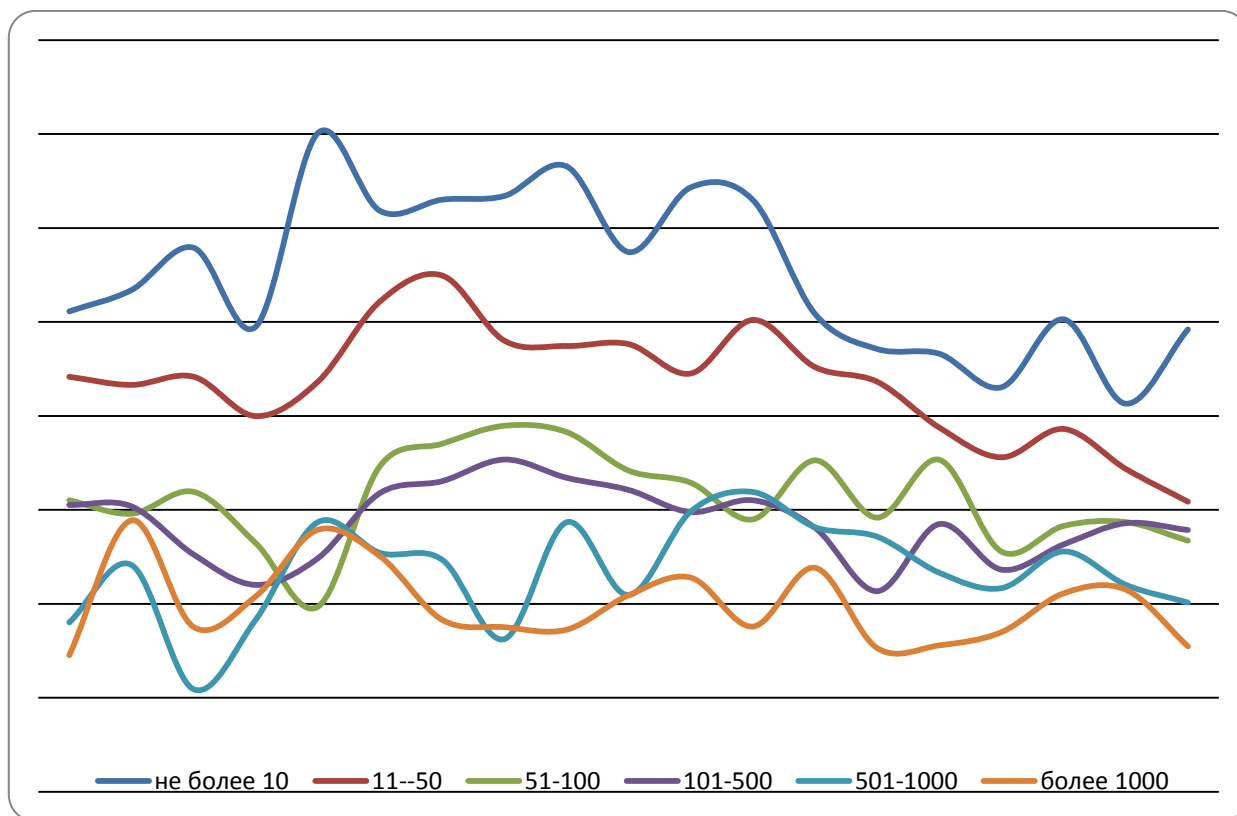
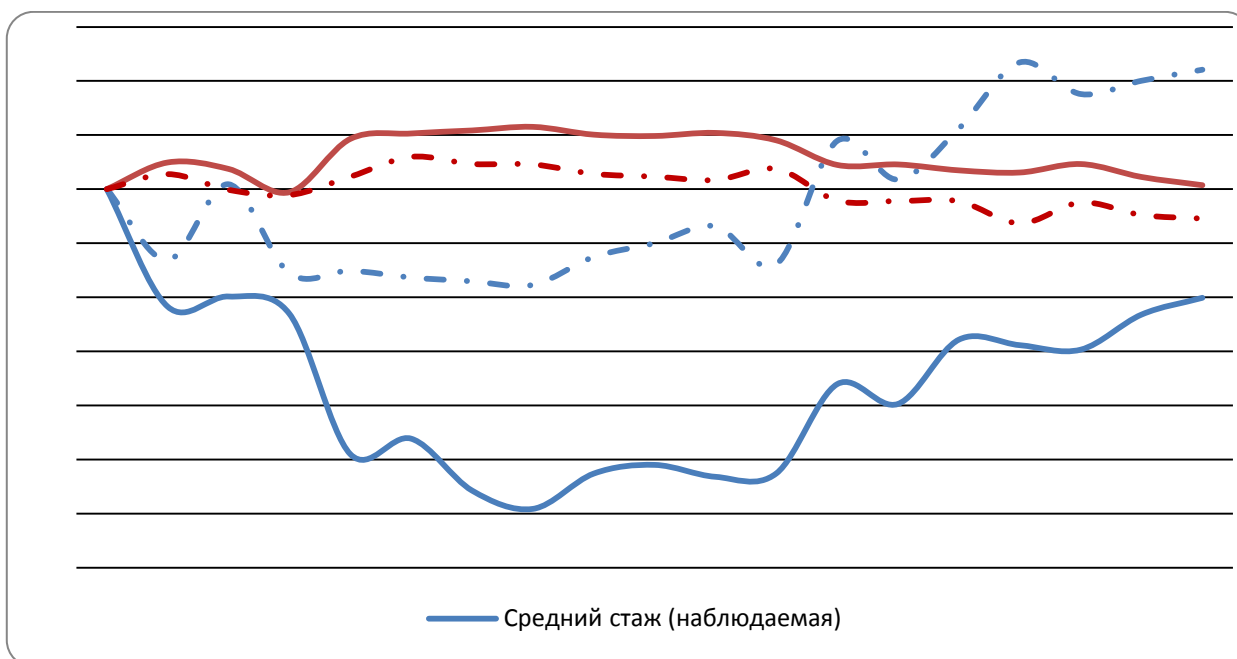


Рис. П12. Динамика среднего уровня специального стажа и доли занятых с коротким стажем в 1995–2014 гг. относительно 1994 г.



Примечание. «Наблюдаемые» кривые отражают динамику, прослеживаемую на исходных данных, без контроля каких-либо изменений в структуре занятости. «Скорректированные» кривые отражают динамику с учетом изменений в структуре занятости. Все расчеты выполнены на основе уравнения (6) – для среднего стажа и уравнения (7) – для доли занятых с коротким стажем на данных РМЭЗ – ВШЭ.

Таблица III. Показатели специального стажа среди различных групп занятых, расчеты на данных РМЭЗ – ВШЭ в среднем за 1994–2014 гг.

Группы занятых	Доля занятых со спец. стажем, %			Средний стаж (лет)
	< 1 года	10 +	20 +	
Всего	0,20	0,27	0,11	7,68
Возраст, лет				
15–24	0,36	0,01	0,00	2,42
25–39	0,17	0,29	0,06	7,11
40–59	0,12	0,45	0,25	12,00
60+	0,10	0,50	0,31	15,69
Пол				
женщины	0,18	0,31	0,13	8,42
мужчины	0,23	0,24	0,09	6,94
Образование				
неполное среднее и ниже	0,28	0,24	0,11	7,05
неполное среднее + ПТУ	0,22	0,27	0,12	7,61
полное среднее	0,23	0,26	0,11	7,32
полное среднее + ПТУ	0,23	0,22	0,08	6,48
среднее профессиональное	0,18	0,30	0,13	8,38
высшее и выше	0,16	0,30	0,12	8,28
Профессия				
руководители	0,13	0,31	0,10	8,30
специалисты высшего уровня квалификации	0,13	0,40	0,19	10,62
специалисты среднего уровня квалификации	0,18	0,27	0,11	7,71
служащие	0,21	0,28	0,11	7,69
работники сферы обслуживания и торговли	0,26	0,17	0,04	5,19
квалифицированные рабочие с/х	0,13	0,37	0,09	8,87
квалифицированные рабочие промышленности	0,23	0,26	0,10	7,29
аппаратчики, машинисты	0,19	0,30	0,13	8,30
неквалифицированные рабочие	0,31	0,15	0,05	4,98
Отрасль (с 2004 г)				
общественный сектор	0,13	0,38	0,15	9,73
промышленность	0,18	0,30	0,14	8,95
торговля и бытовые услуги	0,28	0,13	0,02	4,44
финансы	0,19	0,22	0,07	6,51
строительство	0,29	0,15	0,05	5,11
транспорт и связь	0,20	0,27	0,11	7,58
ЖКХ	0,18	0,29	0,10	7,48
сельское хозяйство	0,19	0,35	0,19	10,19
другие отрасли	0,29	0,14	0,03	4,57
Форма собственности				
только государственная	0,14	0,37	0,16	9,74
только частная	0,26	0,17	0,06	5,60
смешанная	0,15	0,38	0,17	10,11
с присутствием иностранного капитала	0,20	0,23	0,10	6,99
Размер предприятия, человек				
<10	0,26	0,18	0,06	5,67
11–50	0,21	0,25	0,09	6,99
51–100	0,15	0,32	0,13	8,72
101–500	0,14	0,34	0,15	9,28
501–1000	0,12	0,41	0,19	10,71
>1000	0,10	0,45	0,23	11,83
Тип населенного пункта				
город	0,21	0,27	0,11	7,51
село	0,20	0,30	0,12	8,16

Таблица П2. Структура выборки РМЭЗ – ВШЭ в 1994 и 2014 гг.

	1994	2014	2014–1994
Средний спец. стаж	8,5	7,7	–0,8
Доля занятых:			
со стажем до 1 года	18,3	18,1	–0,1
со стажем 10 лет и более	33,3	27,2	–6,1
со стажем 20 лет и более	13,2	10,5	–2,6
Возраст			
15–24	27,2	25,9	–1,4
25–39	31,7	26,9	–4,8
40–59	21,6	25,5	3,9
60+	19,5	21,8	2,3
Пол			
женщины	53,3	53,8	0,5
мужчины	46,7	46,2	–0,5
Семейный статус			
в браке	73,72	59,45	–14,3
не в браке	26,28	40,55	14,3
Образование			
неполное среднее и ниже	27,7	17,2	–10,5
неполное среднее + ПТУ	4,7	2,8	–1,9
полное среднее	20,3	22,0	1,7
полное среднее + ПТУ	12,3	13,2	0,9
среднее профессиональное	19,1	20,8	1,8
высшее и выше	15,9	23,9	8,0
Профессия			
руководители	1,8	6,3	4,5
специалисты высшего уровня квалификации	18,8	16,9	–2,0
специалисты среднего уровня квалификации	14,4	19,7	5,3
служащие	6,0	4,7	–1,3
работники сферы обслуживания и торговли	7,2	12,3	5,1
квалифицированные рабочие с/х	0,7	0,2	–0,5
квалифицированные рабочие промышленности	19,4	12,8	–6,6
аппаратчики, машинисты	18,9	15,6	–3,3
неквалифицированные рабочие	12,1	11,2	–0,9
Отрасль (с 2004 г.)			
общественный сектор	26,2	28,7	2,4
промышленность	20,7	19,0	–1,7
торговля и бытовые услуги	21,2	22,0	0,8
финансы	1,6	2,7	1,1
строительство	8,3	9,4	1,1
транспорт и связь	10,1	10,4	0,2
ЖКХ	1,7	3,8	2,1
сельское хозяйство	6,9	4,0	–2,8
другие отрасли	3,2	0,0	–3,2
Форма собственности			
только государственная	76,0	41,6	–34,5
только частная	13,4	49,6	36,2
смешанная	6,7	5,4	–1,3
с присутствием иностранного капитала	3,9	3,5	–0,4
Размер предприятия, человек			
<10	11,7	18,3	6,6
11–50	28,8	37,4	8,6
51–100	13,0	14,7	1,7
101–500	25,4	17,8	–7,6
501–1000	6,8	5,7	–1,1
>1000	14,3	6,1	–8,2
Рабочее время (часов в месяц)	159,0	175,0	16,0
Тип населенного пункта			
город	68,0	66,9	–1,1
село	32,0	33,1	1,1

Таблица ПЗ. Связь между длительностью специального стажа и различными характеристиками работников и рабочих мест (оценки на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.)

	Без фикс. эффектов		С фикс. эффектами	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Возраст	0,048***	0,001	–0,018	0,023
Пол (мужчины)	–0,209***	0,019	dropped	
Семейный статус (в браке)	0,163***	0,017	0,126***	0,025
Образование (база: неполное среднее и ниже)				
неполное среднее + ПТУ	0,067	0,049	0,172***	0,059
полное среднее	0,071**	0,034	0,127***	0,048
полное среднее + ПТУ	0,066*	0,035	0,152***	0,050
среднее профессиональное	0,101***	0,034	0,164***	0,053
высшее и выше	–0,033	0,036	0,247***	0,060
Профессии (база: специалисты высшего уровня квалификации)				
военные	0,036	0,093	0,395***	0,142
руководители	–0,022	0,034	0,032	0,038
специалисты среднего уровня квалификации	–0,189***	0,023	–0,104***	0,028
служащие	–0,284***	0,036	–0,129***	0,046
работники сферы обслуживания и торговли	–0,344***	0,032	–0,195***	0,047
квалифицированные рабочие с/х	0,052	0,124	0,120	0,181
квалифицированные рабочие промышленности	–0,284***	0,032	–0,174***	0,045
аппаратчики, машинисты	–0,178***	0,031	–0,088*	0,047
неквалифицированные рабочие	–0,860***	0,033	–0,546***	0,050
Форма собственности (база: государственная)				
частная	–0,412***	0,018	–0,167***	0,025
смешанная	–0,038	0,026	0,033	0,025
иностранная	–0,302***	0,034	–0,085**	0,043
Размер предприятия (база: более 1000 человек)				
меньше 10	–0,827***	0,031	–0,651***	0,043
от 11 до 50	–0,666***	0,027	–0,502***	0,038
от 51 до 100	–0,482***	0,029	–0,331***	0,039
от 101 до 500	–0,361***	0,027	–0,244***	0,035
от 501 до 1000	–0,177***	0,031	–0,103***	0,033
Часы работы (лог)	0,046***	0,016	–0,015	0,016
Сельская местность	0,073*	0,037	–0,488**	0,209
Константа	–0,089	0,101	1,713***	0,645
R2	0,288		0,089	
N	66 575		66 575	

Примечание. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Контролировались: годовые и региональные дамми (на уровне psu). Стандартные ошибки коэффициентов рассчитаны методом, робастным к гетероскедастичности, и с учетом кластеризации ошибок ε внутри индивидов.

Таблица П4. Связь между вероятностью иметь короткий стаж и различными характеристиками работников и рабочих мест (оценки на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.)

	Без фикс. эффектов		С фикс. эффектами	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Возраст	–0,007***	0,000	0,006	0,008
Пол (мужчины)	0,035***	0,004	dropped	
Семейный статус (в браке)	–0,047***	0,004	–0,039***	0,008
Образование (база: неполное среднее и ниже)				
неполное среднее + ПТУ	–0,045***	0,012	–0,044**	0,020
полное среднее	–0,033***	0,008	–0,029*	0,016
полное среднее + ПТУ	–0,039***	0,008	–0,041**	0,016
среднее профессиональное	–0,048***	0,008	–0,043**	0,018
высшее и выше	–0,037***	0,009	–0,050***	0,019
Профессии (база: специалисты высшего уровня квалификации)				
военные	–0,037	0,024	–0,091***	0,035
руководители	–0,008	0,007	0,001	0,011
специалисты среднего уровня квалификации	0,022***	0,005	0,018**	0,009
служащие	0,041***	0,008	0,029**	0,014
работники сферы обслуживания и торговли	0,048***	0,007	0,052***	0,014
квалифицированные рабочие с/х	0,002	0,025	–0,020	0,062
квалифицированные рабочие промышленности	0,042***	0,007	0,046***	0,013
аппаратчики, машинисты	0,016**	0,007	0,019	0,013
неквалифицированные рабочие	0,131***	0,007	0,117***	0,014
Форма собственности (база: государственная)				
частная	0,081***	0,004	0,038***	0,007
смешанная	0,014**	0,006	0,007	0,007
иностранная	0,049***	0,008	0,017	0,013
Размер предприятия (база: более 1000 человек)				
меньше 10	0,140***	0,007	0,145***	0,012
от 11 до 50	0,102***	0,006	0,107***	0,010
от 51 до 100	0,063***	0,006	0,065***	0,011
от 101 до 500	0,044***	0,005	0,046***	0,010
от 501 до 1000	0,020***	0,006	0,018*	0,010
Часы работы (лог)	–0,027***	0,004	–0,012**	0,005
Сельская местность	–0,010	0,007	0,072	0,046
Константа	0,521***	0,026	0,077	0,225
R2	0,111		0,026	
N	67 187		67 187	

Примечание. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Контролировались: годовые и региональные дамми (на уровне psu). Стандартные ошибки коэффициентов рассчитаны методом, робастным к гетероскедастичности, и с учетом кластеризации ошибок ε внутри индивидов.

Таблица П5. Влияние структуры занятости и отдельных ее элементов на изменение средней величины специального стажа

Период	1994–2014	
Общее изменение среднего стажа	–0,100	
	1	2
Общая структура занятости	0,110	–0,211
Структура занятости по:		
возрасту	–0,158	0,058
полу	–0,106	0,006
семейному статусу	–0,059	–0,041
образованию	–0,136	0,036
профессиям	–0,097	–0,003
формам собственности предприятий	0,160	–0,260
размеру предприятий	0,057	–0,157
часам работы	–0,097	–0,003
типу поселения (город/село)	–0,092	–0,008
регионам	–0,093	–0,007

Примечание. Все значения представлены в лог-пунктах. Столбец 1 показывает, как бы изменился средний стаж с 1994 по 2014 г., если бы общая структура занятости или один из ее компонентов не менялись. Столбец 2 показывает разницу между общим изменением среднего стажа и величиной, представленной в столбце 1. Эти величины характеризуют вклад каждого фактора в общее изменение специального стажа. Эти вклады необязательно должны давать в сумме общее изменение среднего стажа.

Таблица П6. Результаты оценивания МНК-уравнения (3) для мужчин, данные РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	Частный сектор		Государственный сектор	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,047***	0,005	0,047***	0,007
Спецстаж 2 / 100	–0,391***	0,055	–0,315***	0,072
Спецстаж 3 /1000	0,114***	0,021	0,085***	0,026
Спецстаж 4/ 10000	–0,010***	0,003	–0,007**	0,003
Потенциальный опыт	0,035***	0,006	0,027***	0,007
Потенциальный опыт 2/100	–0,182***	0,046	–0,115**	0,055
Потенциальный опыт 3/1000	0,031**	0,014	0,010	0,015
Потенциальный опыт 4/10000	–0,003*	0,001	–0,000	0,001
Образование (база: неполное среднее и ниже)				
Неполное среднее + ПТУ	0,031	0,028	0,090**	0,039
Полное среднее	0,115***	0,021	0,117***	0,030
Полное среднее + ПТУ	0,104***	0,021	0,122***	0,031
Среднее профессиональное	0,201***	0,022	0,263***	0,033
Высшее и выше	0,417***	0,023	0,402***	0,031
Семейный статус (в браке)	0,159***	0,015	0,163***	0,021
Часы работы (лог)	0,234***	0,018	0,233***	0,021
N	24 942		15 088	
R2	0,326		0,331	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Региональные дамми (на уровне rsu) контролируются. Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Таблица П7. Кумулятивные премии на специальный стаж у женщин в частном и государственном секторе, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Спецстаж	0,042***	0,006	0,041***	0,005
Спецстаж 2 / 100	–0,348***	0,069	–0,279***	0,047
Спецстаж 3 /1000	0,114***	0,028	0,084***	0,016
Спецстаж 4/ 10000	–0,012***	0,004	–0,008***	0,002
Кумулятивная премия				
5 лет	0,151		0,158	
10 лет	0,195		0,227	
15 лет	0,195		0,252	
20 лет	0,192		0,265	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень rsu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Таблица П8. Кумулятивные премии на специальный стаж в частном и государственном секторе у женщин при разных способах учета неоднородности специального стажа, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

Способ 1	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Отсутствие «старого» стажа	0,067**	0,031	-0,065***	0,020
Спецстаж	0,040***	0,006	0,042***	0,005
Спецстаж 2 / 100	-0,305***	0,071	-0,312***	0,047
Спецстаж 3 /1000	0,101***	0,028	0,093***	0,016
Спецстаж 4/ 10000	-0,011***	0,004	-0,009***	0,002
Кумулятивная премия				
5 лет	0,164		0,157	
10 лет	0,203		0,215	
15 лет	0,219		0,224	
20 лет	0,234		0,221	
Способ 2	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
Доля «нового» стажа	0,120**	0,061	-0,112***	0,036
Спецстаж	0,038***	0,006	0,042***	0,005
Спецстаж 2 / 100	-0,299***	0,069	-0,293***	0,047
Спецстаж 3 /1000	0,100***	0,028	0,086***	0,016
Спецстаж 4/ 10000	-0,011***	0,003	-0,009***	0,002
Кумулятивная премия				
5 лет	0,137		0,157	
10 лет	0,185		0,220	
15 лет	0,197		0,236	
20 лет	0,209		0,238	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень рsu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Таблица П9. Кумулятивные премии на «старый» и «новый» специальный стаж в частном и государственном секторе у женщин, оценки МНК на данных РМЭЗ – ВШЭ, 1994–2014 гг.

Способ 3	Частный		Государственный	
	Коэффициент	Станд. ошибка	Коэффициент	Станд. ошибка
«Новый» стаж				
Спецстаж	0,072***	0,009	0,076***	0,009
Спецстаж 2 / 100	–1,002***	0,187	–0,960***	0,165
Спецстаж 3 /1000	0,577***	0,137	0,497***	0,110
Спецстаж 4/ 10000	–0,111***	0,031	–0,087***	0,024
Кумулятивная премия				
5 лет	0,209		0,230	
10 лет	0,226		0,252	
15 лет	0,249		0,254	
20 лет	0,314		0,294	
«Старый» стаж				
Спецстаж	–0,034**	0,013	0,007	0,010
Спецстаж 2 / 100	0,525***	0,190	0,099	0,156
Спецстаж 3 /1000	–0,223***	0,085	–0,075	0,077
Спецстаж 4/ 10000	0,030**	0,012	0,013	0,011
Кумулятивная премия				
5 лет	–0,085		0,047	
10 лет	–0,036		0,102	
15 лет	0,042		0,138	
20 лет	0,088		0,144	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень рsu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Таблица П10. Кумулятивная премия за общий трудовой стаж у мужчин, занятых в частном секторе, оценки по методу Топеля (2SFD) и Алтонжи и Шакотко (IV1 и IV2) в сравнении с оценками МНК, 1994–2014 гг.

	МНК		2SFD		IV1		IV2	
	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка	Коэф-фициент	Станд. ошибка
Потенциальный стаж	0,035***	0,006	0,025***	0,001	0,053***	0,009	0,032	0,026
Потенциальный стаж 2/100	–0,182***	0,046	–0,183**	0,093	–0,306***	0,107	–0,125	0,178
Потенциальный стаж 3/1000	0,031**	0,014	0,035	0,038	0,070	0,043	0,017	0,057
Потенциальный стаж 4/10000	–0,003*	0,001	–0,003	0,004	–0,007	0,005	–0,002	0,006
Кумулятивная премия								
5 лет	0,141		0,093		0,209		0,139	
10 лет	0,210		0,116		0,306		0,226	
15 лет	0,224		0,091		0,330		0,270	
20 лет	0,195		0,033		0,307		0,279	

Примечание. *** – значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне, Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4-я степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень рсу). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Gimpelson, V., Kapeliushnikov, R., Otshepkov, A.

“Juniors” and “seniors” in the Russian labor market: an analysis through prism of tenure : Working paper WP3/2017/01 [Electronic resource] / V. Gimpelson, R. Kapeliushnikov, A. Otshepkov ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (1,5 Mb). – Moscow : Higher School of Economics Publ. House, 2017. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 69 p. (In Russian.)

Using panel data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey for 1994–2014, the paper analyses the distribution of the Russian workers by tenure and estimates returns to it. We demonstrate that average tenure sharply decreased in 1990–2005 but later started to restore to its previous level that was most likely associated with general stabilization of the Russian economy. As comparing with previous studies on tenure in Russia we provides several novelties. First, we attempt to take into account transition specificity and distinguish between “old” (before 1992) and “new” (after 1992) tenure. Second, we suggest that situation in private and state sectors of the Russian economy might differ and provides estimates separately for each. Third, we for the first time apply to the Russian case well-known Topel and Altonji – Shakotko methods to deal with endogeneity problem. Our OLS estimates indicate that in Russia a cumulative premium for 15–20 years of tenure might reach 15–20%. However with using instrumental methods it becomes close to zero or even negative.

Препринт WP3/2017/01
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Гимпельсон Владимир Ефимович,
Капелюшников Ростислав Исаакович,
Ощепков Алексей Юрьевич

**«Новички» и «старожилы»:
что говорят показатели специального стажа**

Изд. № 1990