

Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 4. С. 553–587.
HSE Economic Journal, 2016, vol. 20, no 4, pp. 553–587.

Премия за специальный стаж в России: возвращение к теме¹

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

Данная работа, основанная на панельных данных РМЭЗ ВШЭ за 1994–2014 гг., посвящена оценке «премии» за специальный стаж на российском рынке труда. Предложенный в ней подход отличается от предыдущих исследований в нескольких отношениях. Во-первых, в наших регрессиях мы учитываем переходную специфику, разделяя специальный стаж на «старый» (приобретенный до 1992 г.) и «новый» (приобретенный после 1992 г.). Во-вторых, мы оцениваем «премию» в частном и государственном секторах по отдельности. В-третьих, впервые применительно к российским данным мы используем методы инструментирования, разработанные Алтонжи – Шакоотко и Топелем. Наши расчеты для отдельных лет с использованием кросс-секционных данных показывают, что в частном секторе положительная «премия» за специальный стаж начала прослеживаться примерно с середины 2000-х годов, а в государственном она была положительной на протяжении практически всего рассматриваемого периода. При этом в частном секторе «премия» ниже и рост заработной платы по мере накопления специального стажа прекращается раньше, чем в государственном секторе. В среднем, как показывают наши оценки с использованием МНК, в российских условиях кумулятивная «премия» за 15–20 лет специального стажа составляет 20–25%. Однако при инструментировании стажа с помощью методов Алтонжи – Шакоотко и Топеля она становится практически нулевой или даже отрицательной. Наша работа свидетельствует о том, что существующие представления о величине и природе премии за специальный стаж в России нуждаются в пересмотре.

Ключевые слова: специальный стаж; специфический человеческий капитал; отдача от специального стажа; премия за стаж; РМЭЗ ВШЭ, Россия.

¹ Исследование выполнено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

Гимпельсон Владимир Ефимович – к.э.н., директор Центра трудовых исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). E-mail: vladim@hse.ru
Капелюшников Ростислав Исаакович – д.э.н., член-корр. РАН, заместитель директора Центра трудовых исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). E-mail: rostis@hse.ru

Ощепков Алексей Юрьевич – к.э.н., старший научный сотрудник Центра трудовых исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). E-mail: aoshchepkov@hse.ru

Статья поступила: 01.10.2016/Статья принята: 15.11.2016.

1. Введение

Показатель специального стажа отражает длительность трудовых отношений работника с одним и тем же работодателем, на одной и той же фирме и является мерой запаса специфического человеческого капитала. 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. Продолжительность трудовых отношений связана с инвестициями в те знания и умения, которые востребованы именно на этом месте, т.е. в специфический человеческий капитал. Если эти инвестиции повышают производительность труда, то со стажем должна расти и заработная плата.

В связи с этим возникает вопрос о том, как специальный стаж связан с заработной платой. Получают ли работники «премию» за стаж и если да, то насколько она существенна и как меняется со временем? Целый ряд теорий (человеческого капитала, мэтчинга, агентских отношений, торга и др.) говорят, что она достаточно велика, хотя они и приводят разные объяснения. «Премия» за стаж стимулирует специализацию работников, накопление специального человеческого капитала и, как следствие, длительные трудовые отношения. Имеющиеся данные обычно показывают, что работники с более длинным стажем имеют и более высокие заработки. Схемы вознаграждения, используемые в компаниях, часто основаны на том, что специфический человеческий капитал увеличивает производительность, а потому величина вознаграждения привязывается к стажу.

Однако обсуждаемая зависимость оказывается не столь прямой и очевидной. Специальный стаж коррелирует как с характеристиками работников, так и с параметрами рабочих мест, так что чистый вклад специфического человеческого капитала может оказаться лишь одним из факторов и, возможно, не главным. Поэтому ответ на вопрос о том, как его накопление транслируется (и транслируется ли) в динамику заработной платы, требует дополнительных исследований, учитывающих сильную эндогенность специального стажа.

Результаты исследований по развитым экономикам свидетельствуют о том, что искомое влияние значимо и в том случае, когда прочие эффекты аккуратно элиминированы. Для переходных экономик свидетельства скупы, при том что специфика этих стран очевидна. 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.

Запуск рыночных реформ, обозначивший разрыв с плановым прошлым, вызвал девальвацию ранее накопленного человеческого капитала. Он мог 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 эпоху господства плана, замещается специфическим человеческим капиталом, приспособленным к реалиям рынка [Lehmann, Wadsworth, 2000]. Исследования, раскрывающие специфику этой эволюции, нам неизвестны (за исключением лишь одной работы по Восточной Германии [Orlowski, Riphahn, 2009]). Кроме того, этот процесс обесценения старого и накопления нового мог

по-разному идти в государственном и частном секторах. В этом случае эволюция отдачи от специфического человеческого капитала приобретает более сложный характер.

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» стал достаточно внушительным, специальный стаж начал приносить положительную отдачу. Наши результаты, учитывающие эндогенность стажа, корректируют эти представления.

В данной статье мы анализируем влияние накопления специфического человеческого капитала (через призму показателей специального стажа) на эволюцию заработков. Во втором разделе мы представляем краткий обзор теоретической и эмпирической литературы о связи оплаты труда с длительностью специального стажа и отдельно обсуждаем специфику переходных экономик. В третьем разделе описываются используемые нами данные и эконометрическая методология. В четвертом разделе мы обсуждаем полученные результаты. В заключении сформулированы основные выводы и намечены возможные направления дальнейших исследований.

2. Обзор литературы

2.1. Теория

Сразу несколько влиятельных теорий предсказывают положительную корреляцию специального стажа с заработной платой.

Согласно теории человеческого капитала, в процессе трудовой деятельности происходит накопление специфического человеческого капитала, который представляет ценность только на данной фирме [Becker, 1964]. Оно может происходить как за счет формальной подготовки на рабочих местах, так и за счет перенимания опыта и навыков у коллег по работе. Таким образом, в рамках этой теории длительность специального стажа отражает запас накопленного специфического человеческого капитала, и поскольку работники с более длинным стажем оказываются более производительными, они должны также больше зарабатывать.

В рамках теории мэтчинга [Jovanovic, 1979] продолжительность специального стажа указывает на качество соответствия (*match*) между характеристиками работника и требованиями рабочего места. Чем он длиннее, тем выше качество: с течением времени обе стороны – работник и работодатель – лучше приспособляются друг к другу, и именно это (а не накопленный специфический человеческий капитал) делает работников более производительными.

Теория агентских отношений предполагает, что работодатель и работник заключают имплицитный контракт с отложенным вознаграждением, в рамках которого на начальных этапах пребывания в фирме работники получают оплату ниже, а на более позд-

них – выше своего предельного продукта [Lazear, 1979; 1981]. Это создает положительную связь между заработной платой и специальным стажем, в то время как уровень производительности труда работника может не меняться во времени, оставаясь одним и тем же на протяжении всего срока службы.

Наконец, теория торга акцентирует внимание на том, что «старожилы», обладая более сильной переговорной позицией, чем «новички», имеют возможность «выторговывать» у работодателей более высокую оплату, что означает их преимущество в оплате труда, опять же не обязательно связанное с различиями в производительности [Buhai et al., 2008].

2.2. Эмпирика

Многочисленные исследования, выполненные на данных по развитым странам, подтверждают: заработная плата действительно растет с увеличением длительности трудовых отношений. Однако разделить предсказания различных теорий и сказать, какая из них более релевантна, на практике оказывается чрезвычайно трудно. Сформировавшаяся на данный момент эконометрическая методология оценивания «премии» за специальный стаж выходит далеко за пределы простого МНК и требует наличия панельных микроданных, но все же не позволяет полностью разграничить влияние всех факторов. 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].

В литературе обычно применяются два способа оценивания, которые – теоретически – дают оценки менее смещенные, чем оценки МНК. Один способ был предложен в работе Дж. Алтонжи и Р. Шакотко [Altonji, Shakotko, 1987], а другой Р. Топелем [Topel, 1991]². Как правило, метод Топеля дает более высокие оценки, мало отличающиеся от оценок МНК. Оценки по методу Алтонжи – Шакотко, полученные с инструментированием специального стажа, намного ниже; но еще ниже оказываются оценки с инструментированием показателей как специального, так и общего стажа. Оценки кумулятивной «премии» за специальный стаж, полученные с применением этих методов, для разных стран и разных периодов представлены в табл. П1 Приложения. Согласно расчетам Топеля, в США за 20 лет пребывания работника на одном и том же месте заработная плата возрастает примерно на треть; 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.

2.3. Специфика постсоциалистических стран

Ситуация на рынке труда в этих странах во многом не вписывается в стандартную картину, известную из опыта стабильных экономик. Связано это с мощнейшим институциональным шоком, сопровождавшим переход от плановой системы к рыночной.

² Более подробно об этих методах см. в разделе 3.2.

Плановая экономика – экономика дефицита – требовала как можно более длительной 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]. Хотя предприятия были сильно ограничены в самостоятельном установлении заработной платы, ее дифференциация в зависимости от «выслуги лет» была одним из важнейших элементов 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 разные механизмы.

Шоки переходного периода должны были повлиять на длительность трудовых отношений и премию за нее. Во-первых, они привели к масштабной реаллокации рабочей силы между рабочими местами (отраслями и предприятиями), что означало увеличение доли краткосрочных трудовых отношений. На предприятиях нового частного сектора специальный стаж работников мог быть только минимальным. Но и на приватизированных предприятиях, а также на предприятиях и в организациях, оставшихся государственными, доля «новичков» резко возросла, поскольку им приходилось компенсировать отток кадров в новый частный сектор и уход с рынка труда. Это совпало со структурными изменениями – ростом сферы услуг и сжатием занятости в промышленности и сельском хозяйстве. Отсюда – масштабная межфирменная реаллокация рабочей силы. Вызванная этим активизация наймов и увольнений неизбежно вела к снижению показателей специального стажа.

Во-вторых, формирование нового рынка труда сопровождалось девальвацией старых знаний и навыков, полученных при прежней системе и имевших ценность только в ее рамках – с одновременным освоением новых компетенций. Обесценение затронуло как общий, так и специфический человеческий капитал. 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 он обычно протекает постепенно, тогда как при переходе к рыночным отношениям оно произошло практически одновременно. В результате оказывалось, что за длинным специальным стажем работников (который тянется еще из плановой экономики) не стоит «полезного» для рыночной экономики опыта, и потому работники с таким стажем в частном секторе не должны иметь преимущества в производительности труда и заработной плате. Однако в государственном секторе он вполне мог по-прежнему приносить пользу своим обладателям.

Параллельно с этим стал разворачиваться процесс накопления уже «рыночного» опыта, адекватного изменившимся условиям. Как следствие, работники с более длинным стажем, но полученным уже в новых рыночных условиях, должны иметь преимущество перед недавно нанятыми работниками (т.е. имеющими короткий стаж).

Внутренняя неоднородность специфического человеческого капитала, характерная для переходных экономик, вызывалась несколькими причинами. Во-первых, у старших когорт специальный стаж оказывался частично «нерыночным» и частично «рыночным».

Во-вторых, все большее место на рынке труда начали занимать молодые когорты, у которых он являлся полностью «рыночным». В-третьих, «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 важно принимать во внимание, поскольку 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. 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. В этих условиях 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. Причем наиболее уязвимыми оказались работники-«старожилы»: меньшие адаптивные способности и более выраженная склонность к избеганию риска должны были ослаблять их переговорные позиции в торге с работодателями по сравнению с «новичками»³.

Неудивительно, что в подобных условиях постсоциалистических стран «премия» за специальный стаж могла снизиться до нуля или даже стать отрицательной – особенно на ранних этапах переходного периода. Однако со временем – по мере ухода с рынка труда старших поколений работников, начавших трудиться при прежней системе, а также по мере приобретения экономической средой большей стабильности и предсказуемости – естественно ожидать и «нормализации» профилей зарплаток в зависимости от специального стажа [Российский работник... 2011].

Результаты эмпирических исследований, выполненных для постсоциалистических стран, согласуются с этими теоретическими ожиданиями. Все известные нам работы показывают относительно низкую (и даже иногда отрицательную) премию за специальный стаж в первые годы переходного периода и ее постепенный рост в последующие годы (например: [Bird et al., 1994; Orłowski, Riphahn, 2009]). В российском случае результаты были качественно похожи: в 1990-е годы премия за специальный стаж не обнаруживалась вовсе либо оказывалась отрицательной [Нестерова, Сабирьянова, 1999; Lehmann, Wadsworth,

³ Во многом иной характер могла приобрести и связь специального стажа с ненаблюдаемыми индивидуальными характеристиками работников. В стабильных экономиках эта связь *положительна*: 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 и стать *отрицательной*.

2000; Мальцева, 2009; Российский работник... 2011]. Первые признаки появления положительной премии стали обнаруживаться лишь в конце 2000-х годов. Например, Р. Капелюшников на данных РМЭЗ ВШЭ выявил статистически значимую положительную премию в целом по выборке в 2009 г., а для мужчин – еще раньше, в 2008 г. [Российский работник... 2011]. Однако все полученные ранее оценки для России могли быть смещенными из-за сильной эндогенности специального стажа по отношению к заработкам.

Если в западных странах применение методов инструментирования Алтонжи – Шакошко и Топеля, направленных на борьбу с эндогенностью при оценивании отдачи от специального стажа, стало уже стандартной практикой, то большинство исследователей постсоциалистических стран ограничивалось результатами, полученными с помощью простого МНК. На данный момент нам известна только одна работа с использованием инструментов 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 1992–2006 гг. Анализ с применением МНК показал, что на начальном этапе переходного процесса премия за специальный стаж в Восточной Германии была ниже, чем в Западной; во второй половине 1990-х годов она выросла, причем настолько сильно, что даже вышла вперед; однако в первой половине 2000-х годов произошло ее снижение до уровня, характерного для Западной Германии (7–8% за пять лет и 13–14% за десять лет специального стажа). При этом для 2000-х годов при применении методов Алтонжи – Шакошко и Топеля ее оценки для обеих частей страны оказываются незначимыми. Таким образом, можно говорить о том, что примерно за 20 лет, прошедших после объединения Германии, размеры наблюдаемой премии за специальный стаж в двух ее частях сравнялись. Это предполагает, что с течением времени по мере накопления «нового» «рыночного» специального стажа совокупная премия за него в постсоциалистических странах должна была возрасти, приблизившись к показателям западных стран. Причем, как и в них, ее происхождение может иметь сложную природу, будучи результатом действия разных ненаблюдаемых факторов (включая ненаблюдаемые качество мэтчинга и способности), которые в такой спецификации не могут быть разделены. Накопление специфического человеческого капитала может быть частью этого сложного эффекта, но незначимые оценки, получаемые при применении инструментирования, говорят как раз о том, что его влияние практически отсутствует. Если же предположить, что эффект способностей постоянен во времени, то изменение в коэффициентах для переменной стажа до и после инструментирования может быть условно приписано влиянию качества мэтчинга. Однако, безусловно, подобный вывод вряд ли можно безоговорочно распространять на все постсоциалистические страны, так как опыт Восточной Германии достаточно уникален.

Наш эмпирический анализ продолжает эту линию исследований. Мы применяем как простой МНК, так и методы Алтонжи – Шакошко и Топеля, учитывая также ряд технических моментов, подробно разобранных в работе [Altonji, Williams, 2005]. Кроме того, мы эксплицитно принимаем во внимание специфику переходного периода.

3. Данные и методология

3.1. Данные

Мы используем данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ ВШЭ) за 1994–2014 гг.⁴ Это обследование измеряет как заработки, так и специальный стаж, а также содержит богатую информацию о других важных характеристиках работников. Панельный характер РМЭЗ ВШЭ позволяет отслеживать тех же самых индивидов во времени и благодаря этому использовать более сложные и продвинутые методы анализа. Данные РМЭЗ ВШЭ использовались практически во всех предшествующих работах о мобильности и стабильности занятости в России [Lehmann, Wadsworth, 2000; Sabirianova, 2002; Мальцева, 2005; Мальцева, Роцин, 2006; Мальцева, 2009]. Вопрос о специальном стаже в анкете РМЭЗ формулируется следующим образом: «Скажите, пожалуйста, с какого года и месяца вы работаете на этом предприятии, на этой работе? Если вы уволились и снова возвращались на это же предприятие, на эту работу, то назовите дату последнего возвращения» (код вопроса J5 в анкете). Отсюда можно рассчитать длительность специального стажа как разницу между календарной датой обследования и датой начала трудовой деятельности на текущем месте работы.

Для измерения заработной платы мы использовали вопрос «Сколько денег в течение последних 30 дней вы получили по основному месту работы после вычета налогов и отчислений? Если все или часть денег вы получили в иностранной валюте, переведите, пожалуйста, все в рубли и назовите общую сумму», который задается всем работающим (код вопроса J10 в анкете). Для каждого года мы «срезали» верхние и нижние 0,5% распределения заработных плат, чтобы устранить влияние на результаты возможных ошибок измерения и аутлайеров.

Дополнительно в наших регрессиях мы учитываем уровень образования и семейный статус работников, сектор занятости (государственный или частный), отработанное время и регион проживания.

3.2. Методология

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

$$(1) \ln(Wage_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Educ_i + \beta_2 \cdot Exp_i + \beta_3 \cdot Exp_i^2 + \beta_4 \cdot Tenure_{ij} + \beta_5 \cdot Tenure_{ij}^2 + \varepsilon_{ij},$$

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 $Tenure^2$ – специфический трудовой стаж работника на текущем рабочем месте и его квадрат; ε – ошибка.

⁴ Проводится НИУ ВШЭ и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН (подробнее см.: <http://www.hse.ru/rf/ms>, <http://www.cpc.unc.edu/projects/rfms-hse>)

Оценивание уравнения (1) 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 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 игнорирует тот факт, что могут существовать факторы, неучтенные в уравнении (1), но влияющие как на заработные платы, так и на длительность специального стажа. В этом случае оценки коэффициентов β_4 и β_5 будут отражать влияние этих факторов, а потому окажутся смещенными.

Для лучшего понимания проблемы эндогенности в уравнении (1) в целом ряде работ (например: [Topel, 1991; Altonji, Williams, 2005]) эксплицитно предполагается, что ошибка ε состоит из нескольких компонент:

$$(2) \quad \varepsilon_{ij} = \mu_i + \varphi_{ij} + u_{ij},$$

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 работников.

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 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 особенностям. 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 (1) будут завывать отдачу от специального стажа.

Однако смещение оценок отдачи от специального стажа в уравнении (1) 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 специфическом 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) 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 [Altonji, Shakotko, 1987]:

$$(3) \quad DT_{ijt} = Tenure_{ijt} - \overline{Tenure}_{ij},$$

где \overline{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 (трудоового 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:

$$(4) \quad \Delta \ln W_{ijt} = \beta_1 \cdot \Delta Exp_{ijt} + \beta_2 \cdot \Delta Tenure_{ijt} + \varepsilon_{ijt},$$

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 констан-

ты 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 (1) и сделав необходимые преобразования, получаем:

$$(5) \quad \ln W_{ijt} - B \cdot Tenure_{ijt} = \beta_1 \cdot Exp0_{ijt} + \gamma \cdot X_{ijt} + \zeta_{ijt},$$

где B оценивается из уравнения (4), 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 (4) дает состоятельные оценки $\beta_1 + \beta_2$, уравнение (5) может давать смещенную оценку β_1 , так как длительность общего трудового стажа на момент прихода работника на фирму ($Exp0$), 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 – вверх. Кроме того, можно ожидать, что люди с большим опытом могут найти себе работу, более соответствующую их способностям и предпочтениям, и поэтому $Exp0$ 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 – Шакошко, 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.

Учет специфики переходного периода. Чтобы учесть неоднородность специфического человеческого капитала, состоящего из обесцененного «старого» капитала и «полезного» «нового», мы применяем несколько альтернативных способов. *Первый* – включение в уравнение (1) (и другие соответствующие уравнения) дамми-переменной для работников, текущая занятость которых началась в условиях рыночной экономики. (За начало рыночной экономики мы принимаем январь 1992 г.) С одной стороны, так как у работников, текущая занятость которых началась в рыночной экономике, средний стаж по определению ниже, чем у работников, текущая занятость которых началась в плановой экономике, эта переменная отрицательно связана с переменной специального стажа. С другой стороны, так как наличие «старого» стажа должно «тянуть» заработную плату

вниз, эта переменная будет положительно влиять на заработную плату. В результате включение этой переменной в уравнение должно увеличивать отдачу от специального стажа.

Второй способ – включение переменной, представляющей 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 эти способа имплицитно предполагают, что отдача от «нового» стажа равна отдаче от «старого», что является сильным допущением. Естественно 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 проверить их равенство. Наконец, *четвертый* способ – это оценивание уравнения (3) 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 секторах могла быть разной. Для тех, кто остался работать в государственном секторе (образовании, здравоохранении, государственном управлении), «старые» знания и навыки, накопленные при прежней системе, могли сохранять свою ценность в новой системе (во всяком случае – частично). Для тех, кто стал работать в частном секторе, обесценение «нерыночного» капитала могло быть гораздо сильнее. 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 сектора⁵.

4. Результаты и обсуждение

4.1. Дескриптивный анализ

В таблице 1 представлена структура выборки РМЭЗ ВШЭ на начало, середину и конец рассматриваемого нами периода. Изменения в структуре хорошо отражают изменения в экономике и на рынке труда, произошедшие в России в последние 20 лет – старение

⁵ Разделение занятых респондентов на частный и государственный секторы мы проводили с помощью двух вопросов: 1) «являются владельцами или совладельцами вашего предприятия, организации иностранные фирмы или иностранные частные лица?» (код вопроса J24 в анкете РМЭЗ ВШЭ); 2) «являются владельцами или совладельцами вашего предприятия, организации какие-то российские частные лица, коллектив предприятия или российские частные фирмы» (код вопроса J25). Если респондент отвечал на оба вопроса «нет», то мы относили его к государственному сектору, а всех других респондентов – к занятым в частном секторе. Такой подход является более гибким в сравнении с подходом, основанным на использовании только прямого вопроса о присутствии государства в собственности предприятия («Скажите, пожалуйста, является ли государство владельцем или совладельцем вашего предприятия, организации?», код J23).

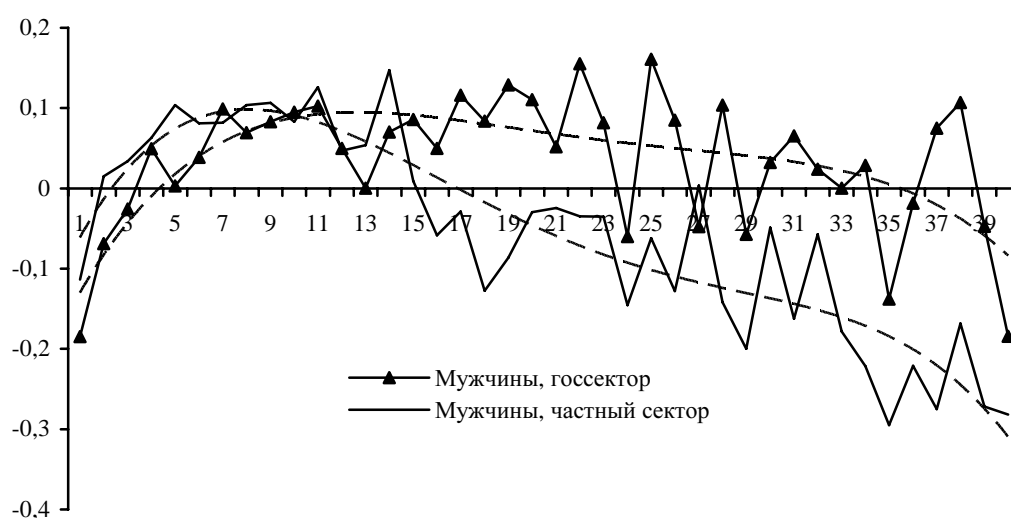
населения, экспансия высшего образования, снижение уровня брачности, расширение частного сектора, удвоение реальной заработной платы и рост рабочего времени. Заметные изменения происходили также и в стажевой структуре занятости, однако они не были столь прямолинейными. В первой половине периода доля работников с коротким стажем заметно выросла, а доли работников с длинным стажем и средним стажем сократились, однако во второй половине имела место обратная динамика. На фоне этих изменений сильно изменилась также и структура занятости с точки зрения соотношения между «старым» «нерыночным» и «новым» «рыночным» специальным стажем: доля работников, имеющих только «новый» стаж, выросла с 38,7% в 1994 г. до 92,5% в 2014 г., а средняя доля «нового» стажа в общей длительности специального стажа работников выросла с 66,7 до 98,5%. Таким образом, «внутреннее содержание» понятия специальный стаж серьезно изменилось в рассматриваемый период, и это, как мы аргументируем в данной работе, необходимо принимать во внимание при оценивании премии за специальный стаж.

Таблица 1.

Структура выборки РМЭЗ ВШЭ в 1994, 2004 и 2014 гг., %

	1994 г.	2004 г.	2014 г.
Пол: женщины	53,3	53,5	53,8
Возраст, лет			
15–24	27,2	27,2	25,9
25–39	31,7	29,1	26,9
40–59	21,6	21,1	25,5
60+	19,5	22,6	21,8
Образование			
неполное среднее и ниже	27,7	25,0	17,2
неполное среднее + ПТУ	4,7	3,9	2,8
полное среднее	20,3	22,7	22,0
полное среднее + ПТУ	12,3	12,6	13,2
среднее профессиональное	19,1	19,0	20,8
высшее и выше	15,9	16,9	23,9
Семейный статус: в браке	73,7	56,8	59,5
Форма собственности предприятия: государственная	72,8	47,7	39,2
Рабочее время, часов в месяц	159,0	170,2	175,0
Средняя заработная плата, руб., в ценах ноября 2008 г.	7735	8550	14450
Средний специальный стаж, лет	8,5	7,6	7,7
Стажевая структура, % занятых			
со стажем до 1 года	18,3	23,0	18,1
со стажем 10 лет и более	33,3	26,7	27,2
со стажем 20 лет и более	13,2	11,7	10,5
имеющих только «рыночный» стаж	38,7	80,7	92,5
Средняя доля «рыночного» стажа	66,7	93,2	98,5

На рис. 1 представлены профили средней заработной платы у мужчин в частном и государственном секторах в зависимости от длительности специального стажа. В первые годы занятости явных различий между секторами не наблюдается, однако начиная примерно с 15-го года непрерывного стажа различия становятся заметными: профиль заработков в государственном секторе сокращается гораздо слабее и позже, чем в частном секторе. Таким образом, расчеты на «сырых» данных согласуются с гипотезой о том, что в государственном секторе, в отличие от частного, «старый» «нерыночный» стаж во многом сохранил свою полезность. В следующих разделах мы представим результаты анализа, учитывающего гетерогенность работников, неоднородность и эндогенность специального стажа.



Примечание: в качестве показателя заработков выступает логарифм заработной платы, детрендированный с помощью годовых дамми (см. [Topel, 1991; Altonji, Williams, 2005]).

Рис. 1. Профили заработков в зависимости от продолжительности специального стажа, мужчины в государственном и частном секторах, расчеты на данных РМЭЗ ВШЭ за 1994–2014 гг.

4.2. Оценки МНК

На первом шаге мы оценили уравнение (1) с помощью простого МНК отдельно для каждого года за период 1994–2014 гг. Следуя сложившейся в эмпирической литературе традиции [Topel, 1991; Bratsberg, Terrel, 1998; Altonji, Williams, 2005; Munasinghe et al., 2008; 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 проживания⁶. Для сравнения

⁶ В уравнение (1) 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 ста-

мы приводим аналогичные оценки также и для мужчин, занятых в государственном секторе, исходя из предположения о том, что в нем «старый» стаж может иметь бóльшую ценность, чем в частном секторе⁷. 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 незначимые или даже отрицательные коэффициенты перед переменной специального стажа в предшествующих работах могли быть следствием того, что в них частный и государственный секторы не разделялись. Оказывается, что в частном секторе значимая отдача появляется уже в начале 2000-х годов, а в государственном она вообще оказывается значимой практически во все годы. Это согласуется с гипотезой о том, что в государственном секторе «старый» специфический человеческий капитал во многом сохранял свою полезность в отличие от частного сектора. Во-вторых, почти во все годы размер отдачи в государственном секторе был выше, чем в частном. На наш взгляд, это может быть связано с тем, что в государственном секторе широко распространена 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			
	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 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

жем, чем полином второй степени (см.: [Murphy, Welch, 1990; Lemieux, 2006]). Согласно нашим оценкам, то же самое справедливо и для российского случая. В качестве прокси для общего трудового стажа мы использовали показатель потенциального стажа, который вычислялся по формуле: *возраст - 7 - число лет формального обучения*. Перед оцениванием зависимая переменная – логарифм заработной платы – была предварительно детрендрована с помощью годовых дамми-переменных (см. [Torpe, 1991; Altonji, Williams, 2005]) для того, чтобы убрать влияние любых макроэкономических шоков и факторов, включая инфляцию.

⁷ Аналогичные расчеты производились и для женщин (также с учетом сектора занятости), см. табл. П4–П6 в Приложении.

Окончание табл. 2.

Годы	Частный сектор				Государственный сектор			
	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4
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

Примечания. *** – значимость на однопроцентном уровне; ** – значимость на пятипроцентном уровне; * – значимость на десятипроцентном уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4 степени), уровень образования, семейный статус, часы работы (лог), регион проживания (уровень psu). 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 разделением на частный и государственный секторы). 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.

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 далее 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 размером примерно в 28% от заработной платы тех, кто был нанят менее года назад, тогда как в частном секторе оно составляет 22%⁸. Этот межсекторальный разрыв растет вместе с

⁸ Здесь и далее при расчетах процентной премии мы пользовались формулой

$$(\exp(k) - 1) \times 100\%,$$

где k – величина кумулятивной премии в лог-пунктах.

величиной стажа. Например, 20 лет работы на одном и том же месте в государственном секторе дает премию размером уже 31%, а в частном секторе – только около 17%. 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 пятилетнем 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 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 секторе⁹.

Таблица 3.

Кумулятивные премии за специальный стаж в частном и государственном секторах, оценки МНК на данных 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
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	

Примечания. *** – значимость на однопроцентном уровне; ** – значимость на пятипроцентном уровне; * – значимость на десятипроцентном уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4 степени), уровень образования, семейный статус, часы работы, регион проживания (уровень рsu). Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

4.3. Учет переходной специфики

Меняется ли величина отдачи при учете неоднородности специфического человеческого капитала? Включение в оцениваемое уравнение дамми-переменной, указывающей на отсутствие «старого» стажа (способ 1), оказывает заметное влияние на профиль

⁹ Мы не обсуждаем оценки для других переменных помимо специального стажа, поскольку они согласуются с теоретическими ожиданиями, а также с результатами предшествующих исследований, оценивавших уравнение заработной платы на данных РМЭЗ ВШЭ (полностью эти оценки приведены в Приложении в табл. П2).

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 23-процентную премию против 20% 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 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 стажа, оценки МНК на данных РМЭЗ ВШЭ, 1994–2014 гг.

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
Способ 1				
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	
Способ 2				
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: см. примечание к табл. 3.

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» (см. 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» стажи не разделяются). Пик премии приходится примерно на шестой-седьмой годы, когда она достигает 28%; затем в течение примерно 10 лет премия находится на стабильном уровне, но начинает вновь подрастать после шестнадцатого года. В свою очередь, профиль премии для «старого» стажа полностью находится в области отрицательных значений. Это указывает на то, что обладание «старым» стажем связано не с «премией», а, наоборот, со «штрафом». Однако так как коэффициенты при показателях «старого» стажа незначимы, то более корректно все же 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.)¹⁰

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.**

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
Способ 3				
«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	

¹⁰ 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 годом. Но с точки зрения накопления опыта именно самые первые годы являются наиболее продуктивными. Поэтому оценки для «старого» стажа, скорее всего, являются смещенными.

Окончание табл. 5.

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
«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: см. примечание к табл. 3.

Результаты, полученные для государственного сектора, качественно похожи. Профиль премий для «нового» стажа лежит заметно выше, чем для «старого», причем ее значения находятся в области отрицательных значений. Тем не менее, 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 восьмипроцентного 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 (см. 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 сектор		Государственный сектор	
	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

Окончание табл. 6.

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
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: см. примечание к табл. 3.

4.4. Инструментирование специального стажа

Далее мы переходим к результатам оценивания уравнения (1) с помощью методов Топеля и Алтонжи – Шакотко. В данном случае, как это принято в литературе, мы ограничились подвыборкой занятых в частном секторе. Сначала мы применяем эти методы, не разделяя специальный стаж на «новый» и «старый», т.е. предполагая, 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: см. примечание к табл. 3.

Оба метода борьбы с эндогенностью дают профиль премий, который лежит заметно ниже, чем профиль премий по МНК. По методу Топеля, 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 в 22% наблюдается через 10 лет). Премия полностью исчезает примерно на одиннадцатый год стажа и затем превращается в «штраф», который к двадцатому году достигает -16%. Профиль премий по методу Алтонжи – Шакотко как с инструментированием, так и без инструментирования общего трудового стажа, лежит еще ниже профиля по Топелю. Но так как оба эти метода инструментирования 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 его инструментировании по методу Алтонжи – Шакотко качественно совпадают с результатами, полученными для Восточной Германии в работе [Orlowski, Riphahn, 2009].

Как меняются эти результаты, если мы учтем неоднородность специального стажа? Применение способов 1 и 2 качественно ничего не меняет: оба метода инструментирования все так же дают незначимые оценки отдач. Так как в случае способа 3 – при выделении «старого» и «нового» стажа в одном уравнении – использование 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 – 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	
15 лет	0,293		-0,056		0,007		0,041	
20 лет	0,339		0,014		-0,010		0,019	

Примечание: см. примечание к табл. 3.

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, согласно МНК, работник с 20-летним «новым» специальным стажем будет иметь более чем 40-процентную премию в сравнении с работником, нанятым менее года назад, то, согласно методам Топеля и Алтонджи – Шакотко, отдача не превысит 2%. Это явно указывает на то, что МНК-оценки отдачи от «нового» специального стажа (в частном секторе) сильно смещены вверх.

4.5. Результаты для женщин

Для полноты картины все представленные выше модели мы оценили также для женщин и получили качественно схожие результаты. Во-первых, значимая отдача от специального стажа в частном секторе появилась гораздо позже, чем в государственном секторе (см. табл. П3). Во-вторых, за исключением начальной точки (премии за первый год работы), профиль кумулятивной премии в государственном секторе лежит заметно выше, чем в частном (табл. П4). В-третьих, если в частном секторе отсутствие «старого» стажа является преимуществом, которое дает положительную прибавку к заработной плате, то в государственном секторе его отсутствие оказывается недостатком, связанным со «штрафом» (табл. П5). Мы не обнаруживаем такого «штрафа» в случае мужчин, и это может быть связано с тем, что женщины чаще заняты 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» стажи 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. П6). 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.

4.6. Премия за общий стаж

Результаты для специального стажа интересно сравнить с результатами для общего стажа (табл. П7). Во-первых, согласно МНК-оценкам, пик кумулятивной отдачи от общего стажа наблюдается на пятнадцатом году трудовой деятельности работника (что примерно соответствует возрастному интервалу 30–35 лет), когда она достигает примерно 24,5%; 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 Атлонджи – Шакотко кумулятивная отдача от общего стажа всегда остается положительной и достаточно значительной. Более того, при применении метода Алтонджи – Шакотко она не только не снижается по сравнению с МНК-оценками (как это происходит в случае специального стажа), а, наоборот, возрастает, достигая 35%. 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.

5. Заключение

В этой статье мы представляем новые результаты, касающиеся оценок «премии» за специальный стаж. Предшествующие работы по России показывали, что если в 1990-е годы специальный стаж приносил нулевую или даже отрицательную отдачу, то примерно с конца 2000-х годов стала обнаруживаться положительная зарплатная премия. Доминирующее в литературе теоретическое объяснение такой динамики лежит в русле теории человеческого капитала: в новых условиях «старый» – «нерыночный» – специфический человеческий капитал потерял свою ценность, а запас «нового» и «рыночного» еще не достиг уровня, способного генерировать положительную премию. Но как только запас «нового» внутрифирменного опыта стал достаточным, специальный стаж начал приносить положительную отдачу. Наши результаты свидетельствуют о том, что эти представления нуждаются в серьезной корректировке.

Во-первых, принципиальное значение приобретает разделение на частный и государственный секторы, в которых спрос на специфический человеческий капитал может существенно различаться. Хотя знания и навыки, накопленные в плановой экономике, оказались по большей части бесполезными в появившемся частном/рыночном секторе, они во многом сохранили свою ценность в государственном секторе, принципы работы которого мало изменились. В соответствии с этим мы обнаруживаем, что в последнем премия за специальный стаж была положительной и значимой практически на всем периоде наблюдений. В частном же секторе отдача от специального стажа была незначима в течение первого десятилетия российского капитализма, но стала значимой и положительной уже с начала второго десятилетия (в 2000-е годы) – 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 периода занятости на данном предприятии до начала рыночных реформ связано с примерно шестипроцентным «штрафом» в оплате труда, при этом такой «штраф» присутствует только в частном секторе. Кроме того, профили заработной платы для «нового» специального стажа лежат заметно выше, чем для «старого», причем у первого они находятся полностью в области положительных, а у второго – преимущественно в области отрицательных значений.

В-третьих, наши результаты свидетельствуют 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 методов борьбы с эндогенностью – Топеля и Алтонджи – Шакотко – приводит к тому, что эта премия в лучшем случае составляет 2–4% (для «нового» стажа), а то и вовсе является 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 его качества могло стать фактором, вызвавшим положительную отдачу 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 в 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.

Приложение

Таблица П1.

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

	5 лет	10 лет	15 лет	20 лет
<i>Метод Топеля (2SFD)</i>				
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

Окончание табл. П1.

	5 лет	10 лет	15 лет	20 лет
<i>Метод Алтонжи – Шакошко (IV1)</i>				
США, 1968–1983 [Altonji, Shakotko, 1987]	3	3	3	4
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
<i>Метод Алтонжи – Шакошко с дополнительным инструментированием общего стажа (IV2)</i>				
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].

Таблица П2.

**Полные 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 стаж	0,035***	0,006	0,027***	0,007
Потенциальный стаж 2/100	-0,182***	0,046	-0,115**	0,055
Потенциальный стаж 3/1000	0,031**	0,014	0,010	0,015
Потенциальный стаж 4/10000	-0,003*	0,001	-0,000	0,001

Окончание табл. П2.

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
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	24942		15088	
R ²	0,326		0,331	

Примечания. *** – значимость на однопроцентном уровне; ** – значимость на пятипроцентном уровне; * – значимость на десятипроцентном уровне. Региональные дамми (на уровне psu) контролируются. Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности и кластеризации, кластером выступает индивид.

Таблица П3.

**Годовые оценки отдачи от специального стажа, МНК,
женщины, частный и государственный секторы, 1994–2014 гг.**

	Частный сектор				Государственный сектор			
	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4
1994 г.	0,023	-0,586	0,282	-0,036	0,011	0,172	-0,101	0,015
1995 г.	-0,023	0,225	-0,090	0,012	0,009	0,060	-0,050	0,008
1996 г.	-0,010	-0,217	0,144	-0,020	0,099***	-0,888**	0,265*	-0,023
1998 г.	0,034	-0,163	-0,024	0,015	0,039	-0,390	0,160	-0,019
2000 г.	0,018	0,006	-0,036	0,008	0,088***	-0,696**	0,222**	-0,023*
2001 г.	0,040	-0,460	0,195	-0,024	0,072**	-0,762**	0,298**	-0,037*
2002 г.	0,047	-0,530	0,225	-0,030	0,016	0,096	-0,064	0,009
2003 г.	0,025	-0,071	-0,003	0,002	0,078**	-0,760**	0,279*	-0,033

Окончание табл. ПЗ.

	Частный сектор				Государственный сектор			
	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4	спецстаж	спецстаж 2	спецстаж 3	спецстаж 4
2004 г.	0,040	-0,386	0,135	-0,015	0,040*	-0,263	0,064	-0,004
2005 г.	0,038	-0,259	0,077	-0,008	0,076***	-0,604**	0,196*	-0,021
2006 г.	0,027	-0,167	0,042	-0,003	0,048**	-0,309	0,077	-0,006
2007 г.	0,068***	-0,592***	0,187**	-0,019**	0,022	-0,023	-0,031	0,007
2008 г.	0,077***	-0,765***	0,262***	-0,028***	0,022	-0,072	0,013	-0,001
2009 г.	0,066***	-0,577***	0,190***	-0,020**	0,055***	-0,438***	0,151**	-0,017**
2010 г.	0,057***	-0,430**	0,137*	-0,015*	0,033**	-0,117	0,008	0,001
2011 г.	0,046***	-0,322**	0,089	-0,008	0,056***	-0,437***	0,136***	-0,014***
2012 г.	0,069***	-0,546***	0,163***	-0,016***	0,020	-0,062	0,008	-0,000
2013 г.	0,040***	-0,329**	0,115**	-0,013**	0,035***	-0,238**	0,075**	-0,008**
2014 г.	0,038**	-0,233	0,061	-0,005	0,009	0,013	0,007	-0,002

Примечания. *** – значимость на однопроцентном уровне; ** – значимость на пятипроцентном уровне; * – значимость на десятипроцентном уровне. Контролируются: потенциальный трудовой стаж (1–4 степени), уровень образования, семейный статус, часы работы (лог), регион проживания (уровень ρ_{su}). Регрессии оцениваются с учетом выборочных весов, поставляемых вместе с данными РМЭЗ ВШЭ. Стандартные ошибки оцениваются с учетом гетероскедастичности.

Таблица П4.

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

	Частный сектор		Государственный сектор	
	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	

Примечания. *** – значимость на однопроцентном уровне; ** – значимость на пятипроцентном уровне; * – значимость на десятипроцентном 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.

Таблица П5.

**Кумулятивные премии за специальный стаж в частном
и государственном секторах у женщин при разных способах учета
неоднородности человеческого капитала, оценки МНК на данных РМЭЗ ВШЭ,
1994–2014 гг.**

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
Способ 1				
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				
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: см. примечание к табл. П4.

Таблица П6.

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

	Частный сектор		Государственный сектор	
	коэффициент	станд. ошибка	коэффициент	станд. ошибка
Способ 3				
«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: см. примечание к табл. П4.

Таблица П7.

**Кумулятивная премия за общий трудовой стаж у мужчин, занятых
в частном секторе, оценки по методу Топеля (2SFD)
и Алтонжи – 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: см. примечание к табл. П4.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Мальцева И.О. Гендерные различия в профессиональной мобильности и сегрегация на российском рынке труда: Working Paper № 05/11. М.: EERC, 2005.

Мальцева И., Роцин С. Гендерная сегрегация и трудовая мобильность на российском рынке труда. М.: ГУ ВШЭ, 2006.

Мальцева И.О. Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России? // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2009. Т. 13. № 2. С. 243–278.

Нестерова Д., Сабирьянова К. Инвестиции в человеческий капитал в переходный период в России: Российская программа экономических исследований. Научный доклад № 99/04. М.: EERC, 1998.

Российский работник: образование, профессия, квалификация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2011.

Altonji J., Shakotko R. Do Wages Rise with Job Seniority? // *Review of Economic Studies*. 1987. Vol. 54. № 3. P. 437–459.

Altonji J.G., Williams N. Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment // *Industrial and Labour Relations Review*. 2005. Vol. 58. № 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. Wage Effects of the Move Toward Free Markets in East Germany // *Industrial and Labor Relations Review*. 1994. Vol. 47. № 3. P. 390–400.

Bratsberg B., Terrel D. Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men // *Journal of Human Resources*. 1998. Vol. 33. № 3. P. 658–682.

Buhai S., Portela M., Teulings C., Van Vuuren A. Returns to Tenure or Seniority?: IZA Working Paper № 3302. Bonn: IZA, 2008.

De Grip A., van Loo J., Mayhew K. (ed.) *The Economics of Skills Obsolescence* // *Research in Labor Economics*. Vol. 21. Amsterdam: Emerald Group Publishing Limited, 2002.

Deelen A. Wage-Tenure Profiles and Mobility: CPB Discussion Paper № 198. The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, 2012.

Dustmann Chr., Meghir C. Wages, Experience and Seniority // *Review of Economic Studies*. 2005. Vol. 72. № 1. P. 77–108.

Jovanovic B. Job Matching and the Theory of Turnover // *Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. № 5. P. 972–990.

Kertesi G., Kollo J. Economic Transformation and the Revaluation of Human Capital – Hungary, 1986–1999 // *Research in Labor Economics*. 2001. Vol. 21. P. 235–273.

Lazear E.P. Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions // *American Economic Review*. 1981. Vol. 71. № 4. P. 606–620.

Lazear E.P. Why Is There Mandatory Retirement? // *Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. № 6. P. 1261–1284.

Lefranc A. Labor Market Dynamics and Wage Losses of Displaced Workers in France and the United States: William Davidson Institute Working Paper № 614. 2003.

Lehmann H., Wadsworth J. Tenures That Shook the World: Worker Turnover in Russia, Poland, and Britain // *Journal of Comparative Economics*. 2000. Vol. 28. № 4. P. 639–664.

Mincer J. *Schooling, Experience and Earnings*. N.Y.: Columbia University Press, 1974.

Mincer J., Jovanovic B. Labor Mobility and Wages // *Studies in Labor Markets* / ed. by Sh. Rosen. Chicago: University of Chicago Press, 1981. P. 21–63.

Munasinghe L., Reif T., Henriques A. Gender Gap in Wage Returns to Job Tenure and Experience // *Labour Economics*. 2008. Vol. 15. № 6. P. 1296–1316.

Murphy K., Welch F. Empirical Age-Earnings Profiles // *Journal of Labor Economics*. 1990. Vol. 8. № 2. P. 202–229.

Orlowski R., Riphahn R.T. The East German Wage Structure after Transition // *Economics of Transition*. 2009. Vol. 17. № 4. P. 629–659.

Sabirianova K. The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia // *Journal of Comparative Economics*. 2002. Vol. 30. № 1. P. 191–217.

Topel R.H. Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority // *Journal of Political Economy*. 1991. Vol. 99(1). P. 145–176.

Williams N. Seniority, Experience and Wages in the UK // *Labour Economics*. 2009. Vol. 16. № 3. P. 272–283.

Zwick Th. The Employment Consequences of Seniority Wages: ZEW Discussion Paper № 08-039. Mannheim: ZEW, 2008.

Return to Tenure Revisited

Vladimir Gimpelson¹, Rostislav Kapeliushnikov², Alexey Oshchepkov³

¹ National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya str., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: vladim@hse.ru

² National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya str., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: rostis@hse.ru

³ National Research University Higher School of Economics,
20, Myasnitskaya str., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: aoshchepkov@hse.ru

This study presents new estimates for returns to tenure for the Russian labour market. It exploits the RLMS-HSE panel data set that covers the period 1994–2014 and it differs from previous studies in a few important aspects. First, we try to account for the specifics of the transition period dividing the total observed tenure into two parts, where one part is the old one acquired before 1992 and the other part is newly accumulated since 1992. Second, we estimate the returns to tenure for employees in the private and the state sectors separately. Third, we apply alternative instrumentation techniques suggested by Altonji-Shakotko and by Topel and are the first who do this for the Russian labour market.

Our cross-section OLS estimates show that the return to tenure in the state sector has always been positive but in the private sector it has been positive since the mid – 2000s. In the private sector, the return to tenure is lower and the wage growth over the tenure stops earlier than in the state one. On average, the cumulative premium for 15 to 20 years of firm-specific experience makes about 20–25%, according to the OLS estimates. However, it disappears completely or even turns negative if endogeneity is addressed with use of the instruments. Our analysis suggests that existing knowledge of how tenure is valued in the Russian labour market needs to be revised.

Key words: firm-specific tenure; firm-specific human capital; return to tenure; premium for tenure; the RLMS HSE, Russia.

JEL Classification: J24, J31, J62.

* *
*

References

Maltzeva I. (2005) *Gendernye razlichya v professionalnoy mobilnosti i segregatsia na rossiyskom rynke truda* [Gender Differences in Occupational Mobility and Segregation in the Russian Labour Market EERC]. Working Paper no 05/11. Moscow, EERC.

Maltzeva I., Rostchin S. (2006) *Gendernaya segregatsia i trudovaya mobilnost na rossiyskom rynke truda* [Gender Segregation and Labour Mobility in the Russian Labour Market]. Moscow, HSE Press.

Maltzeva I. (2009). Trudovaya mobilnost i stabilnost: naskolko vysokaya otdacha ot specificheskogo chelovecheskogo kapitala v Rossii? [Labour Mobility and Stability: How High Is the Return to Specific Human Capital in Russia?]. *HSE Economic Journal*, 13, 2, pp. 243–278.

Nesterova D., Sabirianova K. (1998) *Investitsii v chelovecheskiy kapital v perehodny period v Rossii* [Investments in Human Capital During Russia's Transition]. Working Paper no 99/04. Moscow, EERC.

Rossiyskiy rabotnik: obrazovanie, professiya, kvalifikatsiya (2011) [Russian Worker: Education, Profession, Qualification] (eds. V. Gimpelson, R. Kapeliushnikov.) Moscow, The HSE Publishing House.

Altonji J., Shakotko R. (1987) Do Wages Rise with Job Seniority? *Review of Economic Studies*, 54, 3, pp. 437–459.

Altonji J.G., Williams N. (2005) Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment. *Industrial and Labour Relations Review*, 58, 3, pp. 370–397.

Becker G.S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.

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*, 47, 3, pp. 390–400.

Bratsberg B., Terrel D. (1998) Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men. *Journal of Human Resources*, 33, 3, pp. 658–682.

Buhai S., Portela M., Teulings C., Van Vuuren A. (2008) *Returns to Tenure or Seniority?* IZA Working Paper no 3302. Bonn, IZA.

De Grip A., van Loo J., Mayhew K. (ed.) (2002) *The Economics of Skills Obsolescence. Research in Labor Economics*, vol. 21. Amsterdam, Emerald Group Publishing Limited.

Deelen A. (2012) *Wage-Tenure Profiles and Mobility*. CPB Discussion Paper no 198. The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.

Dustmann Chr., Meghir C. (2005) Wages, Experience and Seniority. *Review of Economic Studies*, 72, 1, pp. 77–108.

Jovanovic B. (1979) Job Matching and the Theory of Turnover. *Journal of Political Economy*, 87, 5, pp. 972–990.

Kertesi G., Kollo J. (2001) Economic Transformation and the Revaluation of Human Capital – Hungary, 1986–1999. *Research in Labor Economics*, 21, pp. 235–273.

Lazear E.P. (1981) Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions. *American Economic Review*, 71, 4, pp. 606–620.

Lazear E.P. (1979) Why Is There Mandatory Retirement? *Journal of Political Economy*, 87, 6, pp. 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*, 28, 4, pp. 639–664.

Mincer J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.

- Mincer J., Jovanovic B. (1981) Labor Mobility and Wages. *Studies in Labor Markets* (ed. Sh. Rosen.) Chicago, University of Chicago Press, pp. 21–63.
- Munasinghe L., Reif T., Henriques A. (2008) Gender Gap in Wage Returns to Job Tenure and Experience. *Labour Economics*, 15, 6, pp. 1296–1316.
- Murphy K., Welch F. (1990) Empirical Age-Earnings Profiles. *Journal of Labor Economics*, 8, 2, pp. 202–229.
- Orlowski R., Riphahn R.T. (2009) The East German Wage Structure after Transition. *Economics of Transition*, 17, 4, pp. 629–659.
- Sabirianova K. (2002) The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia. *Journal of Comparative Economics*, 30, 1, pp. 191–217.
- Topel R.H. (1991) Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority. *Journal of Political Economy*, 99(1), pp. 145–176.
- Williams N. (2009) Seniority, Experience and Wages in the UK. *Labour Economics*, 16, 3, pp. 272–283.
- Zwick Th. (2008) *The Employment Consequences of Seniority Wages*. ZEW Discussion Paper no 08-039. Mannheim, ZEW.