

## Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России?<sup>1)</sup>

Мальцева И.О.

Данная работа представляет результаты исследования, посвященного роли специфического человеческого капитала в современной российской экономике. На основе данных РМЭЗ рассчитываются показатели длительности трудовых отношений в 1990-е и в 2000-е гг., оценивается размер отдачи от специфического стажа и трудовой мобильности в терминах прироста заработной платы. Результаты свидетельствуют о том, что рост масштабов мобильности в 2000-е гг. отражает отсутствие ценности специфического человеческого капитала, накапливаемого в ходе трудовых отношений с одним работодателем. Более того, в рассматриваемый период работники платили своего рода «штраф» за специфичность, и данная тенденция изменилась только в 2005 г. Низкая отдача от специфического стажа объясняется низким спросом в экономике на специфический человеческий капитал, что, в свою очередь, связано с глобализацией экономики, унификацией производственных и бизнес-процессов и значительной гетерогенностью предприятий.

**Ключевые слова:** российский рынок труда; трудовая мобильность; специфический человеческий капитал; отдача от человеческого капитала.

### 1. Введение

Эффективное функционирование и устойчивое развитие современной рыночной экономики во многом зависит от способности рынка труда адекватно реагировать на происходящие изменения, т.е. от того, насколько быстро проходит процесс

---

<sup>1)</sup> Работа выполнена при поддержке индивидуального исследовательского гранта 2006 г. Научного фонда Государственного университета – Высшей школы экономики (номер гранта 06-01-0101) и гранта Центра фундаментальных исследований Государственного университета – Высшей школы экономики (2008 г.). Автор выражает искреннюю благодарность В.Е. Гимпельсону, А.Л. Лукьяновой, С.Ю. Рошину, Л.И. Смирных и всем участникам научных семинаров Лаборатории исследований рынка труда Государственного университета – Высшей школы экономики за ценные комментарии, сделанные при обсуждении этой работы.

**Мальцева И.О.** – канд. экон. наук, доцент кафедры экономики труда и народонаселения Государственного университета – Высшей школы экономики, старший научный сотрудник Лаборатории исследований рынка труда Государственного университета – Высшей школы экономики.

Статья поступила в Редакцию в марте 2009 г.

адаптации поведения основных субъектов отношений занятости к внешним шокам. Трудовая мобильность является одним из элементов механизма адаптации рынка труда к происходящим социальным, экономическим, политическим или институциональным изменениям. Поэтому неслучайно в период экономических реформ в России наблюдался рост показателей различных форм трудовой мобильности. Так, в период с 1991 по 1996 гг. свою профессию поменяли около 42% работников [30]. Изменение структуры экономики происходило на фоне массовых перемещений работников между секторами. Так, рост сферы услуг был связан с переходом в него работников промышленности и сельского хозяйства [9]. Специалисты также отмечают, что оценки валового оборота рабочей силы в российской экономике в 1992–2000 гг. были, в целом, сопоставимы с данными по странам-членам ОЭСР [13].

Трудовая мобильность, способствуя более эффективному распределению трудовых ресурсов, в общем, оценивается позитивно. Согласно современной теории трудовой мобильности (см., например, [21, 23]), этот процесс опосредует поиск более качественного соответствия между работником и рабочим местом, в результате чего производительность труда работника увеличивается и, как следствие, растет его заработная плата. Эта теоретическая гипотеза о положительном вкладе трудовой мобильности в изменение заработков нашла подтверждение во многих эмпирических исследованиях, посвященных анализу рынка труда развитых стран (например, [24, 32]).

Однако описываемое явление имеет и обратную сторону: смена места работы означает прекращение прежних трудовых отношений, т.е. снижение стабильности занятости, которое, в свою очередь, приводит к утрате накопленного специфического человеческого капитала. Данный термин объединяет знания, навыки и умения работника, востребованные в рамках того предприятия, на котором они были получены. Согласно теории человеческого капитала, до тех пор, пока работник обладает такими знаниями, его производительность, а значит, и заработная плата, в рамках данного предприятия будут выше, чем при его же занятости на другом предприятии. Повышение степени специфичности накопленного человеческого капитала приводит к снижению мотивации работника к мобильности, поскольку вероятность получения «премии за специфичность» на новом рабочем месте невысока. По этой причине специфический человеческий капитал может быть назван одной из основных причин существования внутрифирменных рынков труда, среди признаков наличия которых выделяются длительные трудовые отношения.

В этом контексте рост трудовой мобильности в переходный период можно объяснить тем, что специфический человеческий капитал, приобретенный в условиях планового хозяйства, оказался невостребованным при переходе к рыночным принципам организации экономики. Иными словами, существенное изменение технологий, используемых для производства и реализации товаров и услуг, породило серьезные структурные диспропорции между требованиями, предъявляемыми предприятиями к качественным характеристикам рабочей силы, и ее реальным потенциалом. Появление же большого количества новых предприятий, как и возникновение новых профессий, по определению, не предполагает наличия специфических (в терминологии теории человеческого капитала) знаний. Как следствие, продолжительность отношений занятости в ходе периода реформ сокращалась. Например, доля работников с длительностью занятости на данном предприятии менее года в 1996 г. составляла 19,7%, тогда как в 1994 г. этот показатель был равен 19,3. При этом оба значения превышают соответствующую оценку для рынка труда Великобритании (18,2%) [27].

Какое же значение имеет специфический человеческий капитал для российской экономики сегодня? По сути, исследования, посвященные этой теме или затрагивающие соответствующие вопросы, ограничены тремя работами: статьей Х. Леманна и Дж. Вадворта [27], где представлен комплексный анализ специфического трудового стажа в России, Польше и Великобритании 1994–1996 гг.; работой Д. Нестеровой и К. Сабирьяновой [12], посвященной анализу отдачи от человеческого капитала, в первую очередь – образования; и монографией Л. Смирных [15], содержащей исследование факторов длительности трудовых отношений. В этих работах рассматривается период с середины 1990-х гг. до 2001 г. При этом вопрос о том, какова роль специфического человеческого капитала в отношениях занятости на современном этапе, остается открытым. Наше исследование призвано, во-первых, восполнить очевидный недостаток работ, посвященных специфическому человеческому капиталу в условиях российской экономики, а во-вторых, пролить свет на изменение роли этой части человеческого капитала по мере преодоления проблем, связанных с переходным состоянием экономики.

Для ответа на поставленный выше вопрос в исследовании используются два подхода, отражающих двойственную природу длительности трудовых отношений. Первый исходит из широко распространенного в литературе представления о том, что косвенным индикатором количества накопленного специфического человеческого капитала является специфический трудовой стаж – количество лет работы у одного работодателя. В рамках этого подхода о роли специфического человеческого капитала принято судить на основании результатов измерения отдачи от специфического стажа.

Для рынков труда западных стран исследователи, используя разные техники оценивания уравнения заработной платы Дж. Минцера, получают либо значительные [31], либо не очень высокие [16, 17], но всегда значимые оценки отдачи от специфического стажа. В посвященных российскому рынку труда первой половины 1990-х гг. работах [12, 27] коэффициенты при переменной «специфический стаж» либо статистически незначимы, либо даже отрицательны.

Второй подход в анализе значимости специфического человеческого капитала в современных условиях заключается в исследовании влияния трудовой мобильности на заработную плату с акцентом на изменение показателей отдачи. Сокращение со временем норм отдачи от смены места работы может свидетельствовать о повышении качества соответствия работников и рабочих мест, т.е. об увеличении специфической составляющей в отношениях между работником и работодателем. В настоящий момент опубликовано две работы, затрагивающие вопросы отдачи от трудовой мобильности в России [10, 11], однако проблематика этих исследований была сфокусирована на гендерных аспектах трудовой (в частности, профессиональной) мобильности, и оценок отдачи от смены рабочего места в целом не проводилось.

Эмпирической базой исследования, как и в других работах, анализирующих трудовую мобильность и стабильность в России, стала база данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) за 1994–2006 гг.<sup>2)</sup> Основные эконометрические расчеты сделаны для посткризисного периода 2000–2006 гг., поскольку подобный анализ для этих лет до сих пор не проводился.

---

<sup>2)</sup> В опросе, проводимом на основе репрезентативной на национальном уровне выборки домашних хозяйств, участвуют лица от 15 лет и старше. В каждом раунде опрашивается более 10000 индивидов. В разделе анкеты, посвященном занятости, индивидам задаются воп-

Работа построена следующим образом. Во втором разделе рассматриваются проблемы измерения и интерпретации специфического человеческого капитала. Третий раздел содержит описание динамики длительности трудовых отношений в российской экономике. В четвертом разделе представлены результаты оценивания отдачи от специфического трудового стажа. Пятый раздел посвящен выявлению отдачи от трудовой мобильности.

## **2. Специфический человеческий капитал: проблемы измерения и интерпретации**

Г. Беккер в своей работе «Инвестиции в человеческий капитал: теоретический анализ» [1, 18] предложил концепцию, разделяющую подготовку, получаемую работниками на рабочем месте, на общую и специфическую. Принципиальное различие между двумя видами подготовки заключается в том, где могут использоваться полученные знания и навыки и каким образом распределяется бремя инвестиций в подготовку, а также отдача от них, между фирмой и работником. В обоих случаях предполагается, что прохождение обучения на рабочем месте повышает производительность труда. Однако если общая подготовка дает такие знания, навыки и умения, которые могут быть реализованы в любой фирме, то рост производительности вследствие прохождения специфической подготовки возможен лишь в рамках фирмы, где они были получены. Соответственно знания и навыки, полученные в ходе общей подготовки, образуют общую часть человеческого капитала, а те, что приобретены благодаря специфической подготовке, – специфическую.

Расходы на общую подготовку при этом полностью несет работник, оплачивая ее самостоятельно или получая в период прохождения обучения заработную плату меньшую, чем его предельный продукт. Для него отдача от инвестиций в общий человеческий капитал заключается в более высокой заработной плате по окончании обучения, которая будет полностью соответствовать его производительности, независимо от того, продолжит ли он работать на данном предприятии или сменит место работы. Инвестиции же в специфические знания и навыки осуществляются работником и фирмой совместно. Причиной этого является тот факт, что такие навыки востребованы исключительно в рамках фирмы, где работник проходит обучение. Поэтому работнику, приобретшему специфический человеческий капитал, фирма может выплачивать заработную плату, не компенсирующую в полной мере возросшую производительность. Однако полностью перекладывать издержки по инвестированию на работника фирма не может, поскольку в этом случае работник не будет заинтересован в получении специфических навыков и/или сохранении отношений занятости с фирмой.

Специфический человеческий капитал, приобретенный благодаря подготовке на предприятии (формальной или неформальной), складывается из двух компонент: знания узкоспециальных, уникальных технологий, используемых фирмой, и включенности в коммуникативную культуру фирмы. То есть это, например, и умение ра-

---

росы об их статусе на рынке труда; характеристиках основного и дополнительных занятий; доходах от различных видов деятельности; образовании; участии в государственных социальных программах (для безработных и пенсионеров). Опрос проводится осенью, начиная с 1994 г., за исключением 1997 и 1999 гг., когда его не было. Подробное описание самого опроса, процедуры выборки и общие моменты представлены на сайте: [www.cpc.unc.edu/projects/rhms](http://www.cpc.unc.edu/projects/rhms).

ботать на оборудовании, которое используется только данной фирмой, и знание об особенностях взаимодействия между структурными подразделениями предприятия.

Однако специфический человеческий капитал может быть не связан с прохождением подготовки в рамках предприятия. Как отмечает Г. Фарбер [20], специфический капитал формируется в результате любых инвестиций в отношения занятости, которые не дают отдачу вне данных отношений (или дают меньшую отдачу). В такой интерпретации к специфическому человеческому капиталу относятся, помимо перечисленного, издержки поиска, которые несут и фирма, и работник, а также издержки найма. Эти инвестиции могут не повышать производительность труда непосредственно, однако должны быть понесены при возникновении новых отношений занятости и полностью утрачиваются с их прекращением.

В реальной жизни выделить элементы специфического человеческого капитала в чистом виде крайне сложно. Очевидно, что их гораздо меньше, чем элементов общего капитала: технологии и оборудование, используемые подавляющим большинством фирм, не являются уникальными. Значение же для производительности работника его осведомленности об особенностях бизнес-процессов в фирме, как и роль инвестиций в поиск и найм, не сопоставимы со значением компонент общего человеческого капитала.

Э. Лейзер [26] считает, что все знания, умения и навыки являются общими в том смысле, что могут быть использованы в разных фирмах. Идея предлагаемой им концепции заключается в том, что фирмы используют эти общие навыки в определенной, уникальной пропорции, что и делает используемую комбинацию специфичной для данных отношений занятости. Этот подход, с точки зрения автора, более адекватно отражает реальную ситуацию.

В последние годы в экономически развитых странах наблюдается снижение спроса на специфический человеческий капитал. Как отмечают И. Денисова и М. Карцева [7], это связано с быстрым изменением технологий, требующим от работников способности к быстрой адаптации, а также распространением организационных структур, основанных на горизонтальных связях между работниками. Переходный период в России также сопровождался снижением спроса на специфический человеческий капитал, что было обусловлено коренным изменением принципов организации экономики, появлением большого числа новых технологий и видов деятельности. В этих условиях знания, накопленные в прежнее время, оказались невостребованными.

В последние несколько лет специалисты говорят об окончании переходного периода не только в странах Центральной и Восточной Европы, но и в России. Привело ли это к росту значения специфического человеческого капитала в экономике? Ответ на этот вопрос является ключевым в нашем исследовании, однако уже сейчас можно сделать ряд предположений.

Одним из показателей, свидетельствующих о спросе на специфический человеческий капитал, является объем инвестиций предприятий в обучение своих работников. Как показывает исследование О. Лазаревой, И. Денисовой, С. Цухло [8], доля работников, чье обучение финансировалось российскими предприятиями (20–30% в зависимости от категории персонала), заметно ниже, чем в странах Западной Европы, однако сопоставима с показателями стран Восточной Европы. Учитывая, что зачастую предприятиями финансируется получение общих навыков (если они необходимы для производственного процесса, но отсутствуют у работников), масштабы специфической подготовки оказываются еще меньше, что свидетельствует о низкой востребованности специфического человеческого капитала.

Это может быть связано с несколькими моментами. Во-первых, дальнейшая глобализация экономики и интеграция России в нее приводят к тому, что уникальных технологий становится все меньше. Опережающее развитие сектора услуг, где структура бизнес-процессов воспроизводится от фирмы к фирме, усугубляет эту тенденцию. Во-вторых, изменение самой практики организации деятельности предприятий. Все большее распространение получает аутсорсинг, когда компании для выполнения непрофильных операций привлекают сторонних специалистов. Зачастую это объясняется высокими затратами на содержание таких работников, отдача от которых оказывается незначительной по причине нерегулярной загруженности (например, специалисты по рекламе, IT-специалисты, чья работа носит проектный характер). Это позволяет предположить, что значение специфического человеческого капитала в России остается низким.

Следует отметить, что сложность эмпирического анализа вопросов, связанных со специфическим человеческим капиталом, заключается в том, что он не измеряем напрямую и не наблюдаем. В качестве косвенного индикатора количества накопленного специфического человеческого капитала в исследованиях рассматривается специфический трудовой стаж – количество лет работы у одного работодателя (*tenure*). Это делается по аналогии с продолжительностью совокупного трудового стажа (*labor market experience*), который, как считается, отражает объем накопленных знаний и навыков общего с точки зрения рынка труда характера.

На настоящий момент вопрос о правомочности использования такого измерителя является все еще открытым [20]. Основная проблема связана с тем, что работа на одном предприятии не означает напрямую приобретение исключительно специфического человеческого капитала: работник может получать знания и навыки, востребованные при работе и на других предприятиях. Как бы то ни было, других, более эффективных, измерителей накопленного специфического человеческого капитала пока не предложено.

### **3. Динамика длительности трудовых отношений в российской экономике**

Продолжительность отношений занятости на российских предприятиях за 12 лет, начиная с 1994 г., заметно снизилась (рис. 1). Если в 1994 г. самыми распространенными были трудовые отношения, длящиеся 10–20 лет (21% работников), то к середине 2000-х гг. наиболее высокая концентрация работников наблюдалась в группе имеющих самый непродолжительный специфический стаж: около четверти всех занятых работали у текущего работодателя менее года.

Явный сдвиг в распределении работников по продолжительности отношений занятости произошел после финансового кризиса 1998 г. С 2000 г. доля наименее продолжительных трудовых отношений составляет 26–27%, тогда как в кризисный год они наблюдались лишь в пятой части всех отношений занятости. Распространенность краткосрочных отношений занятости в 1995 и 1996 гг. согласуется с наблюдениями о значительных масштабах трудовой мобильности в эти годы (см., например, [30]).

Однако и продолжительный специфический стаж по-прежнему достаточно распространен в России. В 2006 г. около 22% занятых работали на своих предприятиях более 10 лет. Тем не менее очевидно, что распространенность подобных

длительных отношений с одним работодателем значительно снизилась, ведь еще 12 лет назад более чем 10-летний специфический трудовой стаж встречался в 32% случаев.

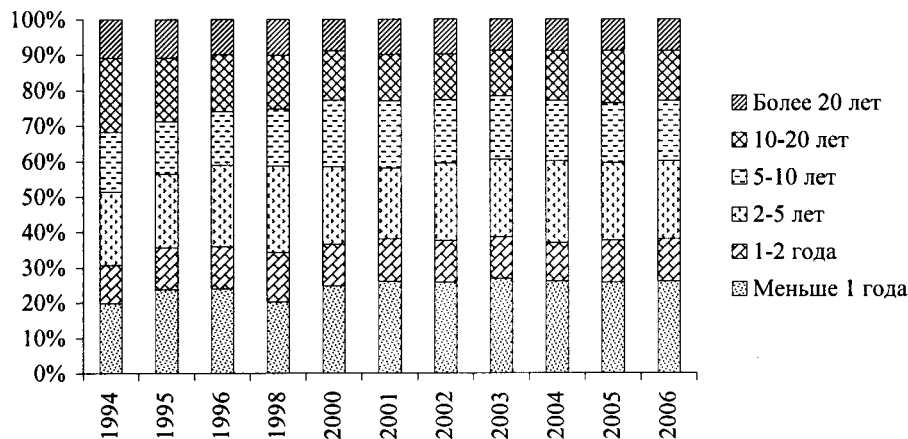


Рис. 1. Динамика длительности трудовых отношений в российской экономике<sup>3)</sup>

В статье Х. Леманна и Дж. Вадсворта [27] отмечается, что в 1996 г. распределение специфического трудового стажа в России было во многом схоже с ситуацией в Великобритании. Однако последующее снижение размеров специфического трудового стажа привело к тому, что сегодня Россия находится среди лидеров по непродолжительности трудовых отношений работников с одним работодателем. Согласно данным ОЭСР (рис. 2), аналогичные российским масштабы распространения специфического стажа в один год и менее наблюдаются лишь в Дании (около 26% работников). Для всех остальных стран характерны более стабильные отношения занятости: в среднем, менее года заняты у текущего работодателя 13–15%, а более 10 лет – 33–35% работников. Эти наблюдения позволяют в первом приближении сделать вывод об уменьшении значимости специфического человеческого капитала в российской экономике в 1990-е гг. и о низком спросе на него в настоящее время.

Длительность трудовых отношений опосредуется ценностью специфического человеческого капитала, которая, как было показано в предыдущем разделе, повышается с ростом ценности текущих отношений занятости для фирмы и работника. В свою очередь, эта ценность зависит от величины инвестиций каждой стороны в данные отношения, а также от той доли в отдаче от специфического капитала, которая принадлежит контрагентам. Можно сказать, что продолжительный специфический стаж означает заинтересованность либо фирмы, либо работника, либо обеих сторон в текущих трудовых отношениях.

Заинтересованность работников в сохранении текущих отношений занятости может быть связана как с получением более высокой отдачи от работы именно на

<sup>3)</sup> Здесь и далее, если не указано иное, расчеты сделаны на основе данных РМЭЗ для лиц трудоспособного возраста, имеющих постоянное место работы.

этом предприятии, так и с высокими издержками поиска и перехода на новое место работы. При этом отдача в данном случае заключается не только в более высокой заработной плате, получаемой, при прочих равных условиях, работниками, дольше других работающими на данном предприятии<sup>4</sup>). Например, наличие инсайдерской власти у работников может снижать вероятность добровольных увольнений, поскольку предполагает получение дополнительных выгод от занятости на данном предприятии, что было бы невозможно при альтернативных вариантах трудоустройства. Это положение согласуется и с моделью, предложенной Г. Фарбером [20], в которой различия в длительности трудовых отношений у разных работников частично объясняются неоднородностью самих работников, тем, что одни индивиды более склонны к смене места работы, тогда как другие предпочитают более стабильную занятость. Ценность специфического человеческого капитала для фирмы, в свою очередь, определяется степенью уникальности работника как специалиста, масштабами осуществленных в его обучение инвестиций, а также величиной издержек прекращения текущих отношений занятости.

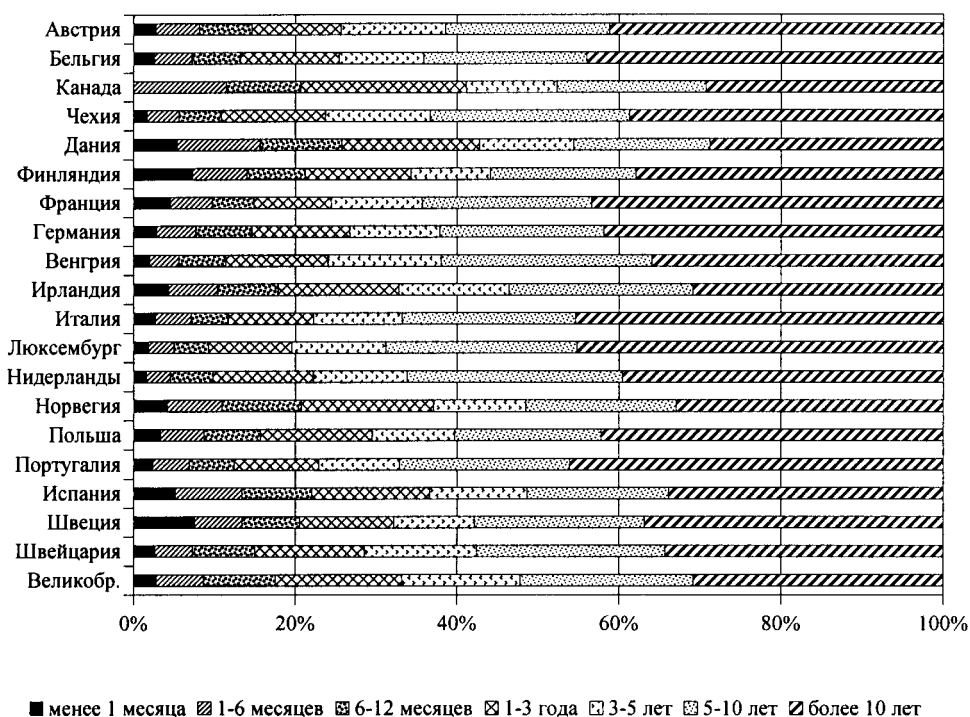


Рис. 2. Длительность трудовых отношений в странах ОЭСР в 2007 г.

Источник: рассчитано по данным ОЭСР ([www.oecd.org](http://www.oecd.org)).

<sup>4</sup>) Подробный анализ отдачи от специфического трудового стажа как прироста заработной платы представлен в разделе 4.



В табл. 1 представлены данные о средней продолжительности специфического стажа у российских работников с разными демографическими и социально-экономическими характеристиками, а также с разными параметрами текущей занятости.

Таблица 1.

**Средняя продолжительность специфического стажа  
в зависимости от характеристик работника и текущей занятости, лет**

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.
Пол:							
женский	7,03	7,47	7,03	6,91	7,08	7,17	7,16
мужской	5,99	5,98	5,88	5,81	5,90	5,71	5,90
Семейный статус:							
несемейные	5,13	5,41	5,35	5,29	5,38	5,27	5,58
семейные	6,96	7,21	6,90	6,78	6,92	6,89	6,93
Возрастная категория:							
до 25 лет	1,38	1,30	1,28	1,34	1,45	1,40	1,33
25–34 года	4,00	4,11	3,98	3,72	3,94	3,95	4,14
35–44 года	7,34	7,39	7,14	7,21	7,41	7,16	7,11
45–54 года	10,82	12,05	11,29	10,86	10,83	10,76	11,00
старше 55 лет	13,96	12,12	13,46	14,42	13,44	13,65	12,22
Уровень образования:							
неполное среднее	6,20	6,27	5,95	5,36	4,97	5,44	5,45
среднее	6,79	7,10	6,43	6,44	6,61	6,55	6,47
ПТУ	5,38	5,35	5,29	5,41	5,78	5,36	5,59
техникум	6,86	7,69	7,45	7,18	7,25	7,26	7,56
высшее	7,02	6,88	6,69	6,80	6,98	6,93	6,84
Размер предприятия:							
до 10 человек	4,06	4,33	3,97	4,08	4,28	4,12	4,22
11–50 человек	6,32	5,89	5,73	5,94	5,99	5,98	6,18
51–100 человек	8,13	7,14	6,89	6,57	6,99	6,88	7,34
101–500 человек	8,22	8,12	8,15	7,48	7,99	8,04	7,76
501–1000 человек	8,82	10,41	9,37	9,91	8,77	9,66	9,12
больше 1000 человек	8,78	10,67	11,02	11,63	11,16	6,90	6,97
Форма собственности предприятия:							
государственная	7,62	8,03	7,83	8,05	8,20	8,23	8,51
частная	4,49	4,45	4,33	4,55	4,51	4,44	4,47
смешанная	8,28	9,16	9,31	8,95	9,62	9,74	9,75
Возможность финансирования предприятием инвестиций в ЧК:							
отсутствует	6,27	6,37	7,98	6,02	6,08	6,00	6,06
имеется	7,65	7,96	6,75	7,68	8,17	8,30	8,29
Число наблюдений N	3954	4429	4618	4733	4956	4772	5670

Эта информация позволяет проанализировать зависимость специфического стажа от ряда характеристик текущих трудовых отношений, которые могут детерминировать ценность специфического человеческого капитала для работника и фирмы. Более продолжительные трудовые отношения характерны для женщин и семейных работников, что, возможно, объясняется более высокими издержками, связанными с потерей работы. Женщины, как известно, обладают сравнительно меньшей конкурентоспособностью на рынке труда, чем мужчины, что проявляется в более высоких издержках поиска работы. Что касается семейных работников, то для них прекращение трудовых отношений сопровождается большим риском, поскольку затягивание процесса поиска новой работы приводит к сокращению доходов всей семьи.

Как и предсказывает теория, стабильность отношений занятости повышается с возрастом. Молодые работники обладают объективно меньшим запасом специфического человеческого капитала, что повышает вероятность прекращения трудовых отношений по инициативе как работника, так и работодателя. Четкой зависимости между длительностью специфического стажа и уровнем образования не наблюдается. Отметим стабильно низкие показатели продолжительности отношений с текущим работодателем у имеющих диплом ПТУ. Это косвенно подтверждает выводы о преимущественно декларативном характере заявлений российских промышленных предприятий о дефиците рабочих кадров, сделанные в работе В. Гимпельсона и др. [6]. В условиях нехватки квалифицированных рабочих заинтересованность работодателей в удержании этих кадров должна расти и приводить в итоге к увеличению специфического стажа. На деле же этого не наблюдается, и мобильность данной группы работников остается высокой.

Прослеживается прямая зависимость между размером предприятия и длительностью отношений занятости: менее стабильными являются трудовые отношения на небольших по численности занятых предприятиях. Вероятно, система мотивации, снижающая масштабы увольнений, разрабатывается в большей степени на крупных предприятиях. На предприятиях частной формы собственности продолжительность текущих отношений занятости невысока. И если в начале 1990-х гг. это частично могло объясняться непродолжительной историей существования таких предприятий, то к середине 2000-х гг. такое объяснение теряет свою остроту. Известно, тем не менее, что предприятия частного сектора подвержены частой трансформации: поскольку этот сектор является более гибким и чувствительным к изменению экономической конъюнктуры, в нем выше показатели создания и ликвидации предприятий, чем в государственном, что и объясняет данное наблюдение.

Предприятия, финансирующие обучение своих работников, в среднем реже сталкиваются с краткосрочными трудовыми отношениями. Согласно теории, предприятия инвестируют в специфический человеческий капитал своих работников. Это приводит, с одной стороны, к росту производительности обученных работников в рамках данного предприятия, а с другой – к получению такими работниками премии за специфический стаж. Оба этих обстоятельства повышают заинтересованность сторон в сохранении текущих трудовых отношений. Кстати, в большей степени практика финансирования обучения работников распространена именно на крупных предприятиях [8].

Очевидно, что сокращение специфического трудового стажа у российских работников сопровождалось ростом масштабов трудовой мобильности. При этом прекращение трудовых отношений могло происходить по инициативе как самих ра-

ботников, так и работодателей. К сожалению, данные РМЭЗ не позволяют сделать различий между добровольными и вынужденными увольнениями. Однако существующие исследования показывают, что доля вынужденных увольнений в России никогда не была высокой. Как отмечают В. Гимпельсон и Р. Капелюшников [3, с. 34], на протяжении всего периода экономических реформ уволенные по инициативе работодателя составляли 4–10% от общего числа выбывших. Другими словами, ценность специфического человеческого капитала, существующего в рамках текущих трудовых отношений, является более высокой для работодателей, нежели для работников.

Имеется достаточное число свидетельств роста масштабов трудовой мобильности в 1990-е гг., когда структурные изменения в экономике сопровождались перераспределением рабочей силы между секторами, отраслями экономики и предприятиями (например, [9, 27, 30]). В период после финансового кризиса, когда экономика России начала расти, масштабы мобильности увеличились и по-прежнему остаются на высоком уровне [11].

Отрицательная связь между накопленным специфическим человеческим капиталом и текучестью кадров представлена во многих работах. В исследовании Д. Парсонса [29] показано, что факторы, обуславливающие наличие специфичности в трудовых отношениях, снижают вероятность как вынужденных, так и добровольных увольнений. Считая детерминантами специфического человеческого капитала факторы, снижающие мобильность работников, Д. Парсонс рассматривает влияние образования, заработной платы, степени охвата профсоюзами отрасли, концентрации продуктового рынка, наличия подготовки на рабочем месте и др. При этом он обращает внимание на необходимость разделения совокупного специфического капитала на элементы, финансируемые фирмой и работником, поскольку это оказывает влияние на уровень вынужденных и добровольных увольнений соответственно.

Теоретическая модель, построенная Б. Йовановичем [22], также содержит вывод о том, что с ростом запаса специфического человеческого капитала сокращается вероятность прекращения трудовых отношений. При этом подразумевается, что создание запаса специфического капитала происходит с ростом продолжительности отношений занятости с данным работодателем.

Данные, представленные в табл. 2, подтверждают объясняемую теорией отрицательную зависимость между уровнем увольнений и специфическим трудовым стажем. На российских предприятиях наибольшее количество случаев прекращения трудовых отношений встречается в группе работников, которые работают на данном предприятии менее года: в период с 2000 по 2005 гг. 41–48% тех, кто проработал на предприятии менее года, в течение следующего года покинули данное место работы. Среди отработавших на текущем месте работы более 20 лет показатель масштабов увольнения гораздо меньше: 9–11%, несмотря на то, что в данной группе должен давать о себе знать фактор возраста. Очевидно, что работники с продолжительным стажем занятости находятся в старшей возрастной группе и высока вероятность прекращения их трудовых отношений по причине выхода на пенсию. Тем не менее в этой группе наблюдаются самые низкие показатели прекращения трудовых отношений с текущим работодателем.

Таблица 2.

## Масштабы увольнений в зависимости от специфического стажа

	2000–2001 гг.	2001–2002 гг.	2002–2003 гг.	2003–2004 гг.	2004–2005 гг.	2005–2006 гг.
Специфический стаж						
До 1 года	0,41 (0,10)	0,43 (0,12)	0,43 (0,06)	0,41 (0,11)	0,40 (0,09)	0,48 (0,14)
1–2 года	0,30 (0,07)	0,29 (0,07)	0,27 (0,08)	0,28 (0,05)	0,28 (0,07)	0,29 (0,06)
2–5 лет	0,21 (0,09)	0,19 (0,09)	0,19 (0,07)	0,21 (0,08)	0,21 (0,08)	0,19 (0,08)
5–10 лет	0,13 (0,10)	0,15 (0,10)	0,12 (0,11)	0,12 (0,10)	0,16 (0,10)	0,13 (0,09)
10–20 лет	0,13 (0,16)	0,12 (0,15)	0,13 (0,16)	0,10 (0,14)	0,12 (0,14)	0,12 (0,12)
Более 20 лет	0,09 (0,18)	0,12 (0,18)	0,11 (0,19)	0,10 (0,19)	0,10 (0,19)	0,08 (0,19)
Всего	0,23 (0,16)	0,24 (0,17)	0,23 (0,16)	0,23 (0,16)	0,23 (0,16)	0,24 (0,18)
Число наблюдений N	3460	3838	3987	3986	4192	4154

*Примечание.* Уровень увольнений рассчитывался на основе информации о смене трудового статуса индивида за один год. Факт увольнения фиксировался, если занятый на начало периода индивид в момент следующего опроса оказывался незанятым или сообщал о том, что за прошедший год он сменил место работы. Стандартные отклонения приведены в скобках.

## 4. Измерение отдачи от специфического стажа

Для измерения отдачи от специфического человеческого капитала традиционно используется расширенное уравнение Дж. Минцера, оцениваемое методом наименьших квадратов (МНК):

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 EDU_i + \alpha_2 EXP_i + \alpha_3 EXP_i^2 + \alpha_4 TEN_i + \alpha_5 TEN_i^2 + \varepsilon_i,$$

где зависимая переменная – натуральный логарифм заработной платы  $i$ -го индивида, а в качестве детерминант выступают: количество лет образования ( $EDU$ ), трудовой стаж ( $EXP$ ) и его квадрат ( $EXP^2$ ), специфический стаж ( $TEN$ ) и его квадрат ( $TEN^2$ ).

При этом ожидается, что коэффициенты  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  и  $\alpha_4$  имеют положительные, а коэффициенты  $\alpha_3$  и  $\alpha_5$  – отрицательные значения, т.е. профили «заработная плата – общий трудовой стаж» и «заработная плата – специфический стаж» имеют выпуклый вид. По аналогии с измерением отдачи от общего стажа на рынке труда предполагается, что коэффициенты при  $TEN$  и  $TEN^2$  отражают отдачу от специфического стажа, т.е. то, как и в какой степени размер заработной платы определяется длительностью текущих отношений занятости.

Оценки уравнения Минцера, содержащие коэффициенты отдачи от специфического человеческого стажа, имеются в ряде работ, посвященных российской экономике переходного периода. Их очень мало, несмотря на то, что оценка функции заработной платы проводилась и другими авторами (например, [7, 28]). Однако в

этих работах переменная, отражающая специфический стаж, в регрессионное уравнение не включалась.

Как показывают результаты оценивания на российских данных различных спецификаций уравнения Минцера (табл. 3), статистическая значимость коэффициента при переменной  $TEN$  стала проявляться лишь в оценках, полученных на данных после 2000 г.

Таблица 3.

**Эмпирические оценки отдачи от специфического стажа  
для российского рынка труда**

Исследование	Зависимая переменная	Контрольные переменные (дополнительно к уравнению Минцера)	Рассматриваемый период	Оценка коэффициента при показателе специфического стажа
Нестерова, Сабирьянова [12]	Логарифм почасовой зарплаты по основному месту работы	Пол	1994 г.	0,1%
			1995–1996 гг.	Статистически незначим
Lehmann, Wadsworth [27]	Логарифм недельной заработной платы	Возраст, наличие задолженности по зарплате, отрасль, пол, форма собственности предприятия, регион	1994–1996 гг.	При стаже 5–10 лет: на 10% меньше, чем при стаже менее одного года; остальные переменные стажа незначимы
Гимпельсон, Лукьянова [4]	Логарифм месячной заработной платы	Возраст, семейное положение, пол, профессия, рабочее время, тип поселения, размер предприятия, регион	2000–2003 гг.	0,7% для бюджетного сектора; –3,1% для небюджетного сектора
Ощепков [14]	Логарифм месячной заработной платы	Возраст, время работы, отрасль, профессия, форма собственности предприятия, размер населенного пункта, семейное положение, регион	2003 г.	По сравнению со стажем более 10 лет
				Мужчины: менее года – на 17,9%; от 1 до 3 лет – на 10,2%; от 3 до 5 лет – на 5,2%; от 5 до 10 лет – на 1,3% меньше
				Женщины: менее года – на 19,4%; от 1 до 3 лет – на 13%; от 3 до 5 лет – на 7,9%; от 5 до 10 лет – на 2,7% меньше

В начале – середине 1990-х гг. отдача от специфического человеческого капитала практически отсутствовала. Это объяснялось тем, что при переходе от плано-

вых к рыночным принципам организации экономики знания и навыки, полученные в прежних условиях, оказались невостребованными. Этот феномен проявляется и сегодня: как следует из расчетов В. Гимпельсона и А. Лукьяновой [4], отдача от специфического стажа в небюджетном секторе экономики отрицательна, т.е. длительные отношения занятости, при прочих равных условиях, приводят к снижению оплаты труда. В то же время, возможно, невостребованность специфического человеческого капитала не является характеристикой переходного периода в целом: как показано в работе Х. Леманна и Дж. Вадсворта [27], влияние каждого года специфического стажа на заработки польских работников соответствуют оценкам, полученным для стран с развитой экономикой. В любом случае для ответа на этот вопрос необходим анализ динамики изменения отдачи от специфического человеческого капитала.

Оценка отдачи от специфического человеческого капитала на основе уравнения Минцера имеет ряд методологических и эконометрических проблем (см., например, [2, 20]).

Во-первых, как уже обсуждалось ранее, не очевидно, что стаж работы с одним работодателем отражает накопление специфического человеческого капитала в чистом виде. Действительно, работая на предприятии, индивид накапливает, в том числе, и знания, востребованные в рамках других трудовых отношений. Даже проходя профессиональную подготовку на предприятии и за его счет, он может приобретать навыки, являющиеся общими. Об этом свидетельствует и обсуждавшаяся выше проблема сложности выделения сугубо специфических элементов человеческого капитала.

В этом случае возникает вопрос: почему заработная плата может расти с увеличением продолжительности отношений занятости? Помимо теории специфического человеческого капитала, этому факту есть несколько других объяснений. Например, Э. Лейзер [25] предлагает концепцию отложенного вознаграждения, в соответствии с которой «недоплата» относительно текущей производительности в начале работы на предприятии и «переплата» в последующем снижают мотивацию работников к отлыниванию из-за опасения быть уволенными и, соответственно, не получить компенсацию за годы «недоплаты». К тому же, таким образом фирмы проводят скрытый отбор высокомотивированных работников, стремящихся к извлечению ренты из длительных трудовых отношений и, следовательно, не планирующих скорое увольнение. Как следствие, отдача от специфического стажа не обязательно отражает накопление специфического человеческого капитала.

Во-вторых, отдача от общего трудового стажа измеряется на основе теоретического предположения о том, что каждый год на рынке труда означает накопление общего человеческого капитала, что приводит к росту производительности индивида. Изменение размера заработной платы отражает именно это изменение производительности. В то же время связь между производительностью труда и заработной платой в случае со специфическим человеческим капиталом не является настолько же очевидной. Согласно модели инвестиций в специфическую подготовку, работник и работодатель, скорее всего, будут делить такого рода расходы. Работодатель может не выплачивать работнику вознаграждение за более высокую производительность труда, обусловленную специфичностью навыков, в полной мере: он будет стремиться вернуть часть средств, затраченных на финансирование подготовки, а кроме того, поскольку полученные знания могут дать отдачу только в рамках данной фирмы, достаточно установить новую заработную плату на уровне, пре-

вышающем лучшую из альтернатив. Таким образом, даже если допустить, что показатель длительности отношений занятости отражает накопление исключительно специфического человеческого капитала, оценка отдачи от него не будет адекватно отражать вклад всего объема специфических знаний и навыков в размер заработной платы.

В-третьих, оценивание уравнения заработной платы для выявления роли специфического человеческого капитала может дать смещенные оценки, связанные с двумя причинами. Первая – это зависимость продолжительности текущих отношений занятости от некоторых параметров, не учтенных в модели. Так, работники могут быть неоднородны в своих предпочтениях относительно стабильной занятости: некоторые индивиды с неприятием риска будут стремиться к длительным отношениям занятости, чтобы избежать проблем с поиском новой работы, трудоустройством, адаптацией на новом месте. Кроме того, менее склонные к мобильности индивиды могут быть более производительными и, соответственно, получать более высокую заработную плату. Неоднородность свойственна также и рабочим местам: некоторые предприятия могут стремиться предпринимать какие-то шаги для снижения текучести кадров, поддержания стабильной занятости. Чаще всего для этого используются различные компенсационные схемы, снижающие мотивацию работников к увольнению (причем наиболее сильно – мотивацию тех, кто не склонен к мобильности). В итоге нарушается основное условие использования метода наименьших квадратов (МНК) – отсутствие корреляции между независимой переменной и остатками, и оценки коэффициента при переменной  $TEN$  будут завышены.

Вторая причина смещенности оценок в уравнении Минцера вызвана одновременной детерминацией заработной платы и специфического стажа. С одной стороны, мы полагаем, что длительность отношений занятости влияет на размер заработной платы, поскольку по мере роста стажа работы на одном предприятии происходят накопление специфического человеческого капитала и, как следствие, рост производительности труда. С другой стороны, известно, что размер заработной платы является одной из детерминант, учитываемых работником, принимающим решение о смене места работы. Получается, что продолжительность трудовых отношений зависит от размера заработной платы, и оценки отдачи от специфического стажа будут завышены, так как мотивация к увольнению у работников, получающих высокую зарплату, снижена.

В литературе предлагается два основных способа решения данных проблем. Один из них – использование двухшаговой процедуры. Р. Топел [31] на первом этапе получает оценку так называемого «внутреннего» роста заработной платы, т.е. роста зарплаты за один период, полученного работниками с продолжающимися отношениями занятости на данном предприятии. На втором этапе он использует полученную оценку для измерения отдачи от общего трудового стажа на момент начала работы, что позволяет в результате иметь чистый эффект влияния специфического стажа на зарплату.

Более часто в исследованиях, посвященных выявлению отдачи от специфического стажа, встречается метод использования инструментальных переменных, когда выбираются факторы, детерминирующие длительность текущих отношений занятости, но не влияющие на заработную плату. В качестве инструментов выбираются разные показатели. Дж. Алтонжи и Р. Шакогко [17] используют отклонение реальной переменной длительности отношений занятости от средней продолжительности лет работы с данным работодателем, достигнутой за весь рассматриваемый

мый период (4 года), а К. Абрахам и Г. Фарбер [16] – остатки, полученные в регрессии зависимости специфического стажа от продолжительности законченных отношений занятости. В обеих работах показано, что оценки отдачи от специфического стажа, полученные на основе оценивания уравнения Минцера методом наименьших квадратов, завышены.

Поиск хороших инструментов является чрезвычайно непростой задачей, которая усложняется наличием ограничений, связанных с имеющимися в распоряжении данными. Для инструментирования переменной, отражающей продолжительность отношений занятости, необходимо было найти такие характеристики индивида, которые бы влияли на длительность специфического стажа, но не коррелировали бы с заработной платой. Иными словами, эти характеристики должны отражать склонность индивида к мобильности или стабильности. Мы предположили, что такими характеристиками могут стать наличие детей до 1 года и от 1 года до 6 лет, поскольку маленькие дети в семье влияют на трудовое поведение родителей в сторону повышения стабильности их трудовых отношений. Однако результаты проведенного после использования регрессии с инструментальными переменными теста Хаусмана не позволили отклонить нулевую гипотезу о том, что не существует систематической разницы в коэффициентах, полученных МНК и с инструментальными переменными. По этой причине в данной работе для расчета отдачи от специфического человеческого капитала мы использовали метод наименьших квадратов, тем не менее понимая, что он, по всей видимости, дает смещенные результаты, переоценивая реальные показатели отдачи.

В табл. 4 представлены результаты оценки спецификации уравнения Минцера для российского рынка труда периода 2000–2006 г. Используемая спецификация сопоставима с теми, что применялись в ранее опубликованных работах: в оцениваемое уравнение включались переменные, характеризующие объем накопленного человеческого капитала работника (общий и специфический стаж, уровни образования), а также – в качестве контрольных – профессиональные и региональные дамми-переменные.

Общий трудовой стаж, равно как и все уровни образования, вносят положительный вклад в размер заработной платы: знаки коэффициентов при соответствующих переменных значимо отличны от нуля для всех лет. Отметим снижающееся значение общего трудового стажа, наблюдаемое в данный период. Если в 2000 г. отдача от этой характеристики составляла 3,7%, то к 2006 г. она сократилась до 1,9%. Снижается и разрыв в заработной плате между работниками, обладающими самым высоким и самым низким уровнями образования. Происходит это за счет падения отдачи от высшего образования, которая за шесть рассматриваемых лет сократилась на 23,1 процентных пункта. Заметим также, что по сравнению с базовой группой – работниками без среднего образования – относительные заработки имеющих диплом ПТУ или техникума не выросли, а даже несколько снизились. Другими словами, заявляемая многими промышленными предприятиями потребность в квалифицированных рабочих не является спросом на их труд, поскольку этот интерес не находит выражения в росте зарплат данной группы работников.

Коэффициенты при переменной, отражающей специфический стаж, значимы для выборок 2000, 2001 и 2004 г., а также для совмещенной выборки за весь рассматриваемый период. При этом знаки коэффициентов отражают отрицательную отдачу от специфического человеческого капитала: при прочих равных условиях,



дополнительный год работы на том же предприятии снижает месячную заработную плату, хотя и на незначительную величину: 0,7–1,6%. Иными словами, в рассматриваемый период отдачи от специфического стажа просто не существовало. Учитывая, что, как обсуждалось ранее, данные оценки приводят к завышенным результатам, можно утверждать, что в 2000-е гг. работники российских предприятий сталкивались со своего рода «штрафом» за специфичность, который снижал их заработки. Это означает, что регулярная смена рабочего места приводила бы к получению дополнительного выигрыша в заработной плате.

Таблица 4.

## Оценка отдачи на дополнительный год специфического стажа, МНК

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2000–2006 гг.
Пол (0 = женский)	0,422*	0,376*	0,386*	0,414*	0,416*	0,376*	0,395*	0,394*
Логарифм рабочего времени	0,635*	0,593*	0,545*	0,636*	0,603*	0,484*	0,541*	0,593*
Общий трудовой стаж	0,037*	0,025*	0,026*	0,019*	0,019*	0,019*	0,019*	0,024*
Квадрат общего стажа	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	0,000*	-0,001*	-0,001*
Специфический стаж	-0,012**	-0,016*	-0,006	-0,007	-0,007***	0,003	0,001	-0,008*
Квадрат специфического стажа	0,000	0,000*	0,000***	0,000**	0,000*	0,000	-0,000	0,000*
Уровень образования (база – неполное среднее)								
Среднее	0,218*	0,191*	0,228*	0,129*	0,231*	0,133*	0,187*	0,187*
ПТУ	0,293*	0,162*	0,222*	0,177*	0,219*	0,155*	0,076*	0,195*
Техникум	0,404*	0,313*	0,3212*	0,281*	0,313*	0,240*	0,226*	0,310*
Высшее	0,759*	0,613*	0,620*	0,586*	0,583*	0,499*	0,528*	0,605*
Константа	2,933*	3,601*	4,036*	3,844*	4,245*	4,880*	5,025*	3,579*
Число наблюдений N	3115	3506	3687	3661	3829	3998	4725	22752
R-squared	0,3054	0,3377	0,3692	0,383	0,3807	0,2652	0,3659	0,3840

Примечание. Статистическая значимость коэффициентов: \* – однопроцентный уровень значимости; \*\* – пятипроцентный уровень значимости; \*\*\* – десятипроцентный уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий). В скобках приведена t-статистика, рассчитанная на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности.

Точнее оценить роль специфического человеческого капитала в формировании заработной платы позволяет включение в уравнение не общего числа лет специфического стажа, дающего оценку отдачи в среднем, а дамми-переменных, отражающих разную продолжительность текущих отношений занятости. В этом случае появляется возможность определить, существуют ли с точки зрения размера заработной платы различия между работниками, обладающими разными уровнями накопленного специфического человеческого капитала. Кроме того, в оцениваемое уравнение были введены дополнительные переменные: форма собственности предприятия (государственная и негосударственная), категории, отражающие размер предприятия, а также факт инвестирования предприятий в своих работников<sup>5)</sup>. Поскольку они, на наш взгляд, оказывают влияние на заработную плату, их игнорирование при использовании МНК может дать смещенные оценки коэффициентов при переменных специфического стажа. Результаты оценки модифицированного уравнения Минцера представлены в табл. 5.

Таблица 5.

**Оценка отдачи от дополнительного года специфического стажа  
(расширенная спецификация уравнения заработной платы), МНК**

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2000–2006 гг.
Пол (0 = женский)	0,406*	0,381*	0,338*	0,381*	0,400*	0,361*	0,370*	0,372*
Логарифм рабочего времени	0,490*	0,400*	0,421*	0,465*	0,331*	0,307*	0,415*	0,425*
Общий трудовой стаж	0,039*	0,030*	0,026*	0,020*	0,015*	0,018*	0,020*	0,023*
Квадрат общего стажа	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	0,000*	0,000*	-0,001*	-0,001*
Уровень специфического стажа (база – до 1 года)								
1–2 года	-0,009	0,066	-0,033	-0,025	-0,010	0,083***	0,024	0,020
2–5 лет	-0,073	-0,072	-0,043	0,007	0,011	0,091**	0,042	-0,005
5–10 лет	-0,027	-0,064	-0,007	0,014	0,001	0,006	0,066**	-0,015
10–20 лет	-0,138**	-0,112**	-0,097**	-0,056	-0,020	-0,007	0,046	-0,054*
более 20 лет	-0,107***	-0,082	-0,009	0,026	0,021	0,041	0,033	-0,007
Форма собственности предприятия (0 = негосударственная)	-0,305*	-0,299*	-0,249*	-0,313*	-0,347*	-0,319*	-0,316*	-0,346*
Финансирование обучения работников (0 = отсутствие финансирования)	0,183*	0,053***	0,087*	0,137*	0,135*	0,118*	0,115*	0,126*

<sup>5)</sup> Для установления данного факта мы используем ответ на вопрос анкеты РМЭЗ: «Предоставляется ли вам на работе обучение за счет предприятия?».

Окончание табл. 5.

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2000–2006 гг.
Размер предприятия (база – до 11 человек)								
11–50 человек	-0,035	0,166*	0,061	0,069	0,103*	0,108**	0,068***	0,085*
51–100 человек	-0,016	0,106**	0,135*	0,087***	0,126*	0,158*	0,109**	0,098*
101–500 человек	-0,008	0,220*	0,147*	0,158*	0,183*	0,223*	0,158*	0,145*
501–1000 человек	0,063	0,243*	0,202*	0,185*	0,224*	0,326*	0,139*	0,198*
более 1000 человек	0,066	0,338*	0,233*	0,277*	0,231*	0,250*	0,132*	0,213*
Тип населенного пункта (0 = не город)								
Константа	0,354*	0,390*	0,380*	0,351*	0,241*	0,196*	0,268*	0,316*
Число наблюдений N	2122	2519	2773	2608	2701	2647	4235	15854
R-squared	0,3851	0,4364	0,458	0,4719	0,4555	0,3117	0,4422	0,3916

*Примечание.* Статистическая значимость коэффициентов: \* – однопроцентный уровень значимости; \*\* – пятипроцентный уровень значимости; \*\*\* – десятипроцентный уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: уровень образования (5 категорий), профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

Коэффициенты при переменных, отражающих длительность текущих отношений занятости, свидетельствуют о том, что вплоть до середины 2000-х гг. специфический стаж не оказывал положительного влияния на изменение заработной платы. При прочих равных условиях, работники, имеющие специфический стаж продолжительностью 5–10 лет, зарабатывали на 9,24–13% меньше, чем занятые на своем предприятии менее года<sup>6)</sup>. В 2000 г. «штраф» за специфический стаж платили и индивиды, работающие на одном предприятии более 10 лет. Тем не менее постепенно размер этого «штрафа» снижался, и начиная с 2005 г. продолжительные отношения занятости начали давать положительную отдачу.

В 2005 г. имеющие специфический стаж в 1–2 года, при прочих равных условиях, получали на 8,7% больше тех, кто пришел на предприятие меньше года назад. У работников, занятых на текущем предприятии от 2 до 5 лет, этот выигрыш составлял уже 9,5%. Небольшой прирост в относительных заработках наблюдался и у работников со специфическим стажем 5–10 лет в 2006 г.

Таким образом, можно предположить, что во второй половине 2000-х гг. тенденция негативного влияния специфического стажа на заработки была преодолена,

<sup>6)</sup> Поскольку переменные специфического стажа являются дамми-переменными, а зависимая переменная представлена в логарифмической форме, интерпретация коэффициентов предполагает расчет величины  $(e^x - 1) \cdot 100$ , где  $x$  – коэффициент при независимой дамми-переменной.

и длительные отношения занятости стали приносить работникам положительную отдачу.

Подтвердились наши предположения о том, что размер предприятия, форма собственности и практика инвестирования работодателем в человеческий капитал работников влияют на заработную плату. Неудивительно, что работники государственных предприятий<sup>7)</sup>, при прочих равных условиях, проигрывают тем, кто занят на негосударственном предприятии, порядка 25–30%<sup>8)</sup>. Чем крупнее предприятие, тем более высокую заработную плату получают его работники. Факт инвестирования работодателями в человеческий капитал своих работников приводит к тому, что работники получают более высокую заработную плату, чем на предприятиях, где подобной практики нет. Согласно теории человеческого капитала, работодатель с большей вероятностью инвестирует в специфические знания и умения работника, т.е. в то, что дает отдачу на текущем рабочем месте. Как следствие, в результате обучения повышаются производительность работника и, соответственно, его заработная плата.

Во втором разделе данной статьи говорилось о том, что длительность отношений занятости, т.е. величина накопленного специфического человеческого капитала, определяется тем, насколько значимыми являются для обеих сторон текущие отношения; тем, насколько высоки издержки, связанные с их прекращением. Логично предположить, что эта значимость связана с разнородностью работников и рабочих мест.

Чтобы измерить отдачу от специфического стажа с учетом разнородности работников и рабочих мест, можно оценить уравнение заработной платы, включающее эффекты взаимодействия. В общем виде оцениваемое уравнение будет выглядеть следующим образом:

$$\ln w_i = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k TEN_{ki} + \sum_{l=1}^m \gamma_l Z_{li} + \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^m \tau_{kl} TEN_{ki} Z_{li} + \varepsilon_i,$$

где  $Z_l$  – переменная, оказывающая влияние на отдачу от специфического человеческого капитала.

Тогда полная отдача от каждого уровня специфического стажа будет измеряться следующим образом:

$$\frac{\partial \ln w_i}{\partial TEN_{ki}} = \beta_k + \sum_{l=1}^m \tau_{kl} Z_{li}.$$

В Приложении (табл. П1) содержатся результаты оценки расширенной спецификации уравнения заработной платы с учетом эффектов взаимодействия. Для совмещенной выборки за 2000–2006 гг. были оценены три модели, позволяющие учесть различное влияние на отдачу от специфического стажа характеристик: (1) работника (пол, возраст, уровень образования); (2) места работы (форма собственности предприятия, размер предприятия, инвестирование работодателем в человеческий капитал работников); (3) работника и места работы.

<sup>7)</sup> К государственным относим предприятия, в собственниках которых нет частных фирм или лиц.

<sup>8)</sup> Подробный анализ принципов формирования заработной платы в бюджетном и небюджетном секторах см. в работах В. Гимпельсона и А. Лукьяновой [4, 5].

Результаты оценивания спецификации (1), как и предполагалось, выявили значение пола индивида при определении отдачи от специфического стажа. По сравнению с женщинами, рост специфического стажа выгоден для мужчин, если их стаж работы на текущем предприятии не превышает 5 лет. Специфический стаж более 20 лет, напротив, дает большую отдачу женщинам.

С возрастом отдача от специфического стажа в среднем снижается: за исключением группы работников, занятых на текущем предприятии более 20 лет, увеличение возраста сокращает отдачу от специфического стажа. Особенно ярко это видно в группе работников со специфическим стажем 10–20 лет. Это можно объяснить тем, что по мере повышения возраста снижается конкурентоспособность работников на внешнем рынке труда. Соответственно растут их издержки прекращения текущих отношений занятости, и повышается готовность «платить» за сохранение рабочего места.

Что касается образования, то оно увеличивает отдачу от специфического стажа только в случае длительных (более 20 лет) отношений занятости, причем в особой степени – для имеющих дипломы ПТУ и высших учебных заведений. Выпускники вузов могут рассчитывать на положительную отдачу и при более низком уровне специфического стажа. Отработав на предприятии более 10 лет, они, при прочих равных условиях, получают положительный прирост в заработной плате по сравнению с работниками с таким же специфическим стажем, но имеющими лишь среднее образование.

В отношении характеристик места работы выявлены следующие закономерности. Наиболее сильно связь между специфическим стажем и заработной платой опосредована формой собственности предприятия. Длительные отношения занятости в большей степени ценятся на государственных предприятиях. Это можно объяснить тем, что негосударственные предприятия являются более гибкими и адаптивными по сравнению с предприятиями, полностью являющимися государственными. Соответственно они с большей вероятностью ценят общие, нежели специфические, знания и навыки работников, помогающие быстро приспосабливаться к происходящим на рынке изменениям. Кроме того, государственные предприятия сохранились еще с советских времен, это крупные промышленные предприятия с четко выстроенной иерархической лестницей, на которой переход от ступени к ступени обязательно сопровождается ростом заработной платы, что и нашло отражение в полученных результатах.

Статистически значимые коэффициенты при соответствующих переменных взаимодействия свидетельствуют о том, что в целом негативное влияние работы в государственном секторе на заработки несколько компенсируется для имеющих длительный стаж работы на данных предприятиях.

Выявлено определенное взаимодействие между специфическим стажем и размером предприятия, который в данном случае выступает показателем уникальности используемых технологий и требований специфичности, предъявляемых к работникам. Предприятия с незначительным количеством работников с меньшей вероятностью используют уникальные технологии, поскольку создание и поддержание таких технологий обходится недешево. Помимо этого, чем крупнее предприятие, тем уже специализация его работников, поскольку производственный процесс более детализирован.

Получение вознаграждения за специфический стаж работниками крупных и государственных предприятий может быть также обусловлено большей заинте-

ресованностью руководства таких фирм в сокращении текучести персонала. Издержки поиска, отбора и найма для них могут оказаться выше в случае, если предлагаемая ими заработная плата не является конкурентной. Тогда вознаграждение за специфический стаж является не только дополнительной оплатой, связанной с накоплением специфического человеческого капитала в общепринятой его трактовке, но и результатом стремления работодателя сэкономить на инвестициях в ту его часть, которая связана с установлением и завершением трудовых отношений.

Результаты оценки эффекта взаимодействия между специфическим стажем и фактом инвестирования предприятиями в своих работников не вполне соответствуют ожиданиям. Согласно теории, предприятия, осуществляющие такие инвестиции, будут стремиться к сохранению текущих трудовых отношений, в том числе – за счет увеличения заработной платы. Однако наши результаты показали, что отдача на каждый год специфического стажа у индивидов, отработавших 5–20 лет на предприятиях, инвестирующих в работников, меньше, чем у работников с таким же стажем, но занятых на предприятиях, не финансирующих обучение персонала. Тем не менее, как было показано выше, существует непосредственное положительное влияние практики инвестиций на размер заработной платы.

Эффекты взаимодействия были также использованы для тестирования гипотезы о том, что размер отдачи от специфического человеческого капитала зависит от того, в какой отрасли работает индивид<sup>9)</sup>. Мы предполагали, что длительные отношения занятости с одним работодателем особенно высоко ценятся в промышленности и практически незначимы в сфере услуг. Это могло бы объясняться не только относительно более уникальными технологиями, используемыми в промышленности, а также требованием специфических знаний и навыков к работникам промышленных предприятий. Издержки прекращения трудовых отношений в промышленности могут быть выше из-за существования дефицита кадров в промышленности, что существенно затрудняет заполнение появляющихся вакансий. Тем не менее данное предположение не нашло подтверждения. Сам факт принадлежности к определенной отрасли имеет значение с точки зрения размера заработной платы (работники сельского хозяйства зарабатывают значительно меньше, чем занятые в промышленности), однако дополнительной отдачей от специфического стажа работники промышленности не имеют, равно как и работники сферы услуг – предполагаемого «штрафа» за длительные текущие отношения с работодателем<sup>10)</sup>.

В целом можно отметить, что, согласно полученным результатам, различия в отдаче от специфического стажа обусловлены гетерогенностью скорее предприятий, чем работников. Иными словами, российские предприятия, имея разные принципы

<sup>9)</sup> В базе данных РМЭЗ за 2004–2006 гг. содержится информация об отраслевой принадлежности предприятий, на которых работают респонденты.

<sup>10)</sup> Полученные результаты могут быть недостаточно достоверными по той причине, что информация об отраслевой принадлежности предприятия, на котором занят индивид, в базе РМЭЗ не вполне корректна. Вероятно, респонденты не всегда могут точно идентифицировать отрасль, в которой они работают. Проверка на соответствие информации о смене сектора работы и факта трудовой мобильности в 2004–2005 гг. выявила, что в 67% случаев у индивидов, не сменивших место работы, сектор занятости изменился, что, по всей видимости, вызвано ошибками в ответах респондентов на вопрос об отрасли, в которой они работают.

и – главное – возможности построения систем оплаты труда, вознаграждают абсолютно разные составляющие человеческого капитала своих работников.

### 5. Отдача от трудовой мобильности

Известно, что в 1990-е гг. для российского рынка труда были характерны высокие показатели трудовой мобильности [9, 10, 27, 30]. Судя по тому, что в последующие годы средняя продолжительность трудовых отношений сокращалась, интенсивность трудовой мобильности не должна была значительно снижаться. В табл. 6 представлены оценки уровней мобильности в зависимости от характеристик работников и рабочих мест<sup>11)</sup>. Прежде всего, стоит отметить, что показатели мобильности на протяжении первой половины 2000-х гг. были практически одинаковыми<sup>12)</sup>. В среднем за один год с одного места работы на другое переходили 17–18% работников. Ранее (рис. 1) было показано, что доля имеющих специфический трудовой стаж менее чем один год выше и составляет более четверти респондентов. Очевидно, различия в этих цифрах обусловлены тем, что расчет показателей трудовой мобильности делался на подвыборке тех, кто в двух последующих раундах имел работу. Иными словами, в данном случае трудовая мобильность трактуется буквально, как смена одного рабочего места на другое. В то же время небольшой стаж работы на предприятии могут иметь и те, кто на момент предыдущего опроса не был занят или не участвовал в нем.

Как следует из данных, представленных в табл. 6, наиболее мобильными являются работники частных фирм и предприятий с невысокой численностью занятых. Различия в интенсивности мобильности работников частных и государственных предприятий значительны: первые меняют работу в 2 раза чаще, чем вторые. Эти данные несколько расходятся с результатами, полученными Леманном и Вадсвортом для 1994–1996 гг. [27]. Тогда факт смены работы был выявлен у 44,4% работников частных и 41% работников государственных предприятий. Логично предположить, что одной из причин различий в оценках является существенное изменение структуры собственности в российской экономике, значительное сокращение доли государственных предприятий и, соответственно, расширение частного сектора. Иными словами, индивиды, склонные к мобильности, за эти годы ушли в частный сектор, а в государственном остались те, кто обладает меньшей склонностью, а также желанием и возможностью к смене места работы.

Также высокие показатели трудовой мобильности характерны для работников младших возрастных групп, имеющих неполное среднее или среднее профессиональное (ПТУ) образование. Очевидна взаимосвязь между специфическим стажем и трудовой мобильностью: среди занятых на текущем предприятии менее одно-

11) На основе базы данных РМЭЗ установить факт трудовой мобильности можно двумя способами. Во-первых, в анкете РМЭЗ содержится вопрос о том, сменил ли индивид за прошедший год место работы или профессию. Во-вторых, можно использовать данные о продолжительности текущих отношений занятости. В данной работе используется второй способ. Факт мобильности фиксировался в том случае, если стаж работы на текущем месте был менее одного года.

12) Следует принимать во внимание, что рассчитанные масштабы мобильности могут быть занижены, поскольку за год, прошедший со времени опроса, индивид мог несколько раз поменять работу.

го года порядка 34–40% меняли место работы в течение следующего года. По мере роста продолжительности занятости интенсивность мобильности снижается.

Таблица 6.

**Масштабы трудовой мобильности в зависимости  
от характеристик работника и занятости**

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2000–2006 гг.
Всего	0,17	0,17	0,18	0,17	0,18	0,18	0,17
Пол:							
женский	0,13	0,14	0,24	0,15	0,14	0,15	0,14
мужской	0,21	0,21	0,21	0,20	0,22	0,20	0,21
Возрастная категория:							
до 25 лет	0,36	0,30	0,33	0,30	0,32	0,34	0,33
25–34 года	0,19	0,19	0,20	0,20	0,21	0,19	0,20
35–44 года	0,14	0,15	0,15	0,15	0,15	0,14	0,15
45–54 года	0,09	0,12	0,11	0,11	0,10	0,11	0,11
старше 55 лет	0,10	0,06	0,09	0,08	0,09	0,14	0,10
Уровень образования:							
неполное среднее	0,22	0,22	0,21	0,26	0,23	0,23	0,23
среднее	0,18	0,18	0,20	0,19	0,20	0,19	0,19
ПТУ	0,19	0,22	0,23	0,19	0,22	0,21	0,21
техникум	0,14	0,14	0,13	0,14	0,14	0,14	0,14
высшее	0,13	0,14	0,15	0,13	0,14	0,15	0,14
Специфический стаж:							
до 1 года	0,34	0,36	0,40	0,38	0,37	0,40	0,37
1–2 года	0,24	0,21	0,19	0,24	0,21	0,21	0,22
2–5 лет	0,16	0,15	0,15	0,14	0,15	0,13	0,15
5–10 лет	0,09	0,09	0,07	0,08	0,12	0,09	0,09
10–20 лет	0,06	0,06	0,07	0,06	0,07	0,07	0,07
более 20 лет	0,04	0,07	0,06	0,05	0,03	0,03	0,05
Размер предприятия:							
до 10 человек	0,25	0,22	0,26	0,21	0,25	0,28	0,25
11–50 человек	0,19	0,18	0,18	0,18	0,19	0,18	0,18
51–100 человек	0,13	0,14	0,16	0,14	0,17	0,14	0,15
101–500 человек	0,11	0,15	0,14	0,15	0,13	0,14	0,14
501–1000 человек	0,14	0,14	0,12	0,13	0,11	0,09	0,12
больше 1000 человек	0,07	0,10	0,09	0,09	0,07	0,08	0,08
Форма собственности предприятия:							
негосударственная	0,21	0,21	0,22	0,22	0,21	0,23	0,22
государственная	0,12	0,12	0,13	0,11	0,11	0,10	0,12
Число наблюдений N	3289	3724	3915	3934	3972	3868	22702

*Примечание:* масштабы трудовой мобильности рассчитаны как доля занятых в году  $t$ , за следующий год сменивших место работы  $t + 1$ .



Остановимся подробнее на двух временных переменных, которые в теории считаются ключевыми с точки зрения их влияния на мобильность. В табл. 7 для объединенной выборки за 2000–2006 гг. представлены расчеты интенсивности мобильности в зависимости от возраста и продолжительности специфического стажа. В среднем, молодые работники более мобильны: уровни мобильности самых молодых в три раза выше, чем у работников старше 45 лет. Следует отметить, однако, что в пределах одной и той же возрастной группы масштабы мобильности по мере увеличения специфического стажа резко сокращаются: например, среди работников 35–44 лет, занятых на своем предприятии менее года, 35% меняют работу в течение следующего года. Если же их специфический стаж составляет 5–10 лет, то интенсивность трудовой мобильности снижается до 9%. В то же время уровни мобильности работников с одинаковым специфическим стажем с возрастом также снижаются, но не настолько драматично. Это позволяет сделать вывод о том, что, хотя возраст, несомненно, определяет особенности трудового поведения, в частности склонность к мобильности, тем не менее, именно специфический стаж и его продолжительность оказывают основное влияние на смену места работы.

Таблица 7.

**Уровни трудовой мобильности в зависимости  
от возраста и специфического стажа в 2000–2006 гг.**

	Возраст				
	до 25 лет	25–34 года	35–44 года	45–54 года	старше 55 лет
Специфический стаж					
до 1 года	0,43	0,38	0,35	0,32	0,31
1–2 года	0,25	0,23	0,20	0,17	0,10
2–5 лет	0,22	0,15	0,13	0,13	0,14
5–10 лет	0,13	0,10	0,09	0,06	0,10
10–20 лет	0,00	0,08	0,06	0,06	0,03
более 20 лет			0,07	0,04	0,03
Всего	0,33	0,20	0,15	0,11	0,10

Тот факт, что смена места работы приводит к росту заработной платы, в экономической теории объясняется двумя подходами. Согласно одному подходу, причиной трудовой мобильности является неравномерное развитие отраслей и секторов экономики (например, [19]). Более быстрые темпы роста одних отраслей приводят к повышению спроса на труд со стороны предприятий, входящих в эти отрасли, что, в свою очередь, вызывает рост относительной заработной платы. Второй подход рассматривает заработную плату в качестве одной из характеристик текущих отношений занятости, которая отражает качество «соответствия» работника и рабочего места (см., например, [23]). В этом случае смена места работы происходит тогда, когда появляется альтернатива текущим отношениям занятости, обеспечивающая более качественное «соответствие», т.е. более высокую производительность работника, а значит, и более высокую зарплату.

В нашей ранней работе [11] было показано, что на протяжении второй половины 1990-х гг. прирост заработной платы тех, кто сменил работу, превышал аналогичный показатель для несменивших работодателя. Согласно данным табл. 8, в 2000–2006 гг. эта тенденция сохранялась. В среднем, сменившие работу в течение года увеличили свои заработки на 68%, а те, кто остался на прежнем месте, – только на 23%. Особенно заметным выигрыш в заработной плате был у тех, кто сменил место работы за период с 2005 по 2006 гг.: прирост их месячных заработков составил в среднем 101%, тогда как у оставшихся на своих рабочих местах за год зарплата выросла лишь на 45%.

Таблица 8.

## Динамика изменения уровня среднемесячной заработной платы, %

	2000– 2001 гг.	2001– 2002 гг.	2002– 2003 гг.	2003– 2004 гг.	2004– 2005 гг.	2005– 2006 гг.	2000– 2006 гг.
Несменившие работу	33,75	40,01	19,77	20,04	17,27	44,83	22,88
Сменившие работу	83,95	84,30	52,83	42,32	47,22	100,85	67,67
Число наблюдений N	2596	2988	3150	3112	3296	3187	18329

Измерение отдачи от смены рабочего места проводится на основе оценивания уравнения вида

$$\Delta(\ln W_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 Z_i + \alpha_3 JobMob_i + \varepsilon_i,$$

где  $\Delta(\ln W_i)$  представляет собой разницу в логарифмах заработной платы  $i$ -го индивида между концом и началом периода;  $X_i$  и  $Z_i$  – векторы характеристик соответственно индивида и предприятия, оказывающие влияние на заработную плату;  $JobMob_i$  – дамми-переменная, принимающая значение единица, если во время анализируемого периода произошел факт смены рабочего места. Коэффициент при данной переменной ( $\alpha_3$ ) и является показателем отдачи от трудовой мобильности.

Изменение во времени отдачи от смены места работы может, на наш взгляд, служить косвенным показателем повышения или понижения качества «соответствия» работников и рабочих мест. Сокращение отдачи от трудовой мобильности можно трактовать как повышение специфической составляющей в отношениях между работником и работодателем, поскольку данный факт свидетельствует о снижении разницы в производительности труда работника на старом и новом рабочих местах.

В табл. 9 содержатся результаты оценивания уравнения, измеряющего отдачу от трудовой мобильности. В него, помимо переменной «смена места работы», были включены те характеристики работников и предприятий, влияние которых на заработную плату было выявлено в предыдущем разделе. При контроле этих параметров статистическая значимость коэффициента, отражающего отдачу от трудовой мобильности, во все рассматриваемые годы высока. Это означает, что смена места работы на самом деле вносит положительный вклад в изменение заработков.

Таблица 9.

## Оценка отдачи от трудовой мобильности, МНК

Зависимая переменная – изменение логарифмов средне-месячной зарплаты	2000–2001 гг.	2001–2002 гг.	2002–2003 гг.	2003–2004 гг.	2004–2005 гг.	2005–2006 гг.	2000–2006 гг.
Смена места работы	0,172*	0,075***	0,115*	0,091**	0,169*	0,180*	0,133*
Пол (0 = женский)	-0,049	-0,040	0,052**	-0,008	-0,048	-0,001	-0,013
Возрастная категория (база – до 25 лет):							
25–34 года	-0,053	-0,091**	-0,037	-0,085**	0,045	-0,135*	-0,061*
35–44 года	-0,100*	-0,086**	-0,057	-0,110**	0,035	-0,110**	-0,070*
45–54 года	-0,082	-0,129*	-0,041	-0,122*	0,051	-0,184*	-0,087*
Старше 55 лет	-0,111	-0,056	0,012	-0,111***	0,113*	-0,153***	-0,049
Изменение логарифмов отработанного времени	0,290*	0,277*	0,262*	0,169**	0,105	0,210**	0,213*
Специфический стаж (база – более 20 лет):							
до 1 года	0,045	-0,117*	-0,062***	-0,041	-0,044	-0,011	-0,041**
1–2 года	0,001	-0,130*	-0,033	0,040	-0,048	-0,044	-0,042**
2–5 лет	0,009	-0,080**	-0,008	-0,076**	0,005	0,003	-0,031**
5–10 лет	0,094**	-0,056	-0,060**	-0,046	-0,006	-0,012	-0,018
10–20 лет	0,091**	-0,068***	-0,089*	-0,043	-0,025	0,057	-0,019
Форма собственности предприятия (0 = негосударственная)	-0,003	0,141*	0,001	0,015	0,042	-0,018	0,034*
Размер предприятия (база – до 10 человек):							
11–50 человек	0,036	-0,097**	0,003	0,047	0,043	-0,016	-0,001
51–100 человек	0,078	-0,072	-0,037	0,013	0,058	0,027	0,010
101–500 человек	0,088	-0,089**	0,032	0,049	0,049	-0,050	0,012
501–1000 человек	0,091	-0,036	0,017	0,008	0,079	-0,107***	0,013
больше 1000 человек	0,099***	-0,178*	0,048	0,001	0,060	0,003	0,001
Константа	0,148	0,433*	0,230*	0,264*	0,090	0,301*	0,247*
Число наблюдений N	1608	1946	2132	1956	2035	1937	11614
R-squared	0,0566	0,082	0,0525	0,0429	0,0339	0,0472	0,0230

Примечание. Статистическая значимость коэффициентов: \* – однопроцентный уровень значимости; \*\* – пятипроцентный уровень значимости; \*\*\* – десятипроцентный уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: уровень образования (5 категорий), профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

Заработная плата сменивших место работы выше, чем у оставшихся на прежнем рабочем месте, на 7,8% (2001–2002 гг.) – 19,7% (2005–2006 гг.). В принципе, эти результаты согласуются с полученными ранее в данной работе оценками отдачи от специфического стажа: в 2000–2002 гг. наблюдалось существование своего рода «штрафа» за специфичность, когда увеличение специфического стажа оказывало, при прочих равных условиях, отрицательное влияние на заработки работников. В тот же период отдача от мобильности была достаточно высокой, свидетельствуя об относительно низком качестве «соответствия» работников и рабочих мест. Однако говорить об абсолютной взаимосвязи этих двух тенденций сложно, поскольку, например, в 2004–2005 гг. отдача от смены рабочего места была значительной (15,7%), но, тем не менее, имевшие специфический стаж от 1 года до 5 лет выигрывали в заработной плате по сравнению с теми, кто только что пришел на данное предприятие. В среднем в рассматриваемый период отдача от трудовой мобильности составляла 14,22%. Другими словами, индивид может рассчитывать на повышение заработной платы просто вследствие перехода в другую фирму, даже без инвестиций в собственный человеческий капитал.

## 6. Заключение

Целью данной работы было выявление роли специфического человеческого капитала в российской экономике на настоящем этапе ее развития. Понимаемый как результат инвестиций в отношения занятости, осуществляемых работниками и работодателями, специфический человеческий капитал представляет собой не только уникальные для данной фирмы знания и навыки, включенность в коммуникативную среду предприятия, но и издержки, связанные с прекращением текущих отношений. Длительность трудовых отношений и трудовая мобильность являются двумя сторонами одной медали – процесса накопления специфического человеческого капитала. Сквозь призму анализа этих явлений в работе рассмотрен вопрос о значимости специфического человеческого капитала.

Известным фактом является то, что при переходе российской экономики от плановых к рыночным методам организации интенсифицировались процессы трудовой мобильности. Наше исследование показало, что масштабы мобильности в 2000-е гг. не только не уменьшились, но даже выросли. Это привело к значительному снижению длительности специфического стажа у российских работников.

Продолжительность отношений занятости за период с 1994 г. заметно снизилась. Если в 1994 г. самыми распространенными были трудовые отношения, длящиеся 10–20 лет (21% работников), то сегодня наиболее высока концентрация работников в группе занятых на том же предприятии менее года (чуть более четверти всех занятых). Явный сдвиг в распределении работников по продолжительности отношений занятости произошел после финансового кризиса 1998 г. С 2000 г. доля наименее продолжительных трудовых отношений составляет 26–27%, тогда как в кризисный год они имелись лишь в пятой части всех отношений занятости.

Наблюдается отрицательная корреляция между длительностью трудового стажа и вероятностью увольнения. Однако показатель уровня увольнений в 2000–2006 гг. оказывается более высоким, чем в 1994–1996 гг., т.е. масштабы прекращения трудовых отношений и трудовой мобильности увеличились.

Значимость специфического капитала в экономике традиционно измеряется при помощи оценки отдачи от специфического стажа. Наши результаты показали,

что на протяжении первой половины 2000-х гг. специфический человеческий капитал в России практически не имел никакой ценности. Ряд эконометрических проблем, возникающих при оценивании отдачи от специфического стажа, позволяют сделать вывод о том, что получаемые оценки коэффициентов при соответствующей переменной являются завышенными. Поэтому можно сказать, что работники российских предприятий не только не получали положительной отдачи от специфического человеческого капитала, но и сталкивались со своего рода «штрафом» за специфичность, который снижал их заработки, поскольку отдача от специфического стажа была отрицательной. Размер «штрафа» составлял от 0,7 до 1,6% за каждый год работы на текущем предприятии. В среднем за весь изучаемый период с 2000 по 2006 гг. увеличение длительности отношений с текущим работодателем на один год приводило к снижению заработной платы на 0,8%.

Ситуация изменилась в 2005 г.: имеющие специфический стаж в 1–2 года, при прочих равных условиях, получали на 8,7% больше тех, кто пришел на предприятие меньше года назад. У работников, занятых на текущем предприятии от 2 до 5 лет, это выигрыш составлял уже 9,5%. Небольшой прирост в относительных заработках наблюдался и у работников со специфическим стажем 5–10 лет в 2006 г. Дальнейшие исследования данной проблемы смогут показать, станет ли эта тенденция характеристикой российского рынка труда.

Согласно теории, работники, накапливая специфический человеческий капитал, должны получать, при прочих равных условиях, более высокую заработную плату. Соответственно низкая (и даже отрицательная) отдача от специфического стажа в российской экономике может говорить о том, что работники не получают вознаграждения за знания и навыки, приобретенные на текущем месте работы. Это может происходить в нескольких случаях.

Во-первых, такая организация системы оплаты труда на предприятии осуществляется, когда работодатель изымает ренту, полученную от роста производительности труда по мере накопления специфического человеческого капитала. Однако такое возможно лишь в том случае, если заинтересованность работника в продолжении текущих трудовых отношений крайне высока. Проведенный нами анализ процессов трудовой мобильности демонстрирует несостоятельность такого предположения: помимо того, что в 2000-е гг. сохранялись высокие масштабы межфирменной мобильности, отдача от смены места работы была значительной. При прочих равных условиях, индивиды, сменившие место работы в период с 2000 по 2006 гг., выиграли в заработной плате 14,22% по сравнению с теми, кто продолжил работать на прежнем месте. Другими словами, именно стратегия трудовой мобильности, а не накопление специфического стажа, является более предпочтительной стратегией для работников, ориентированных на повышение заработной платы.

Второй причиной, которая, по всей видимости, и объясняет полученные результаты, может быть то, что производительность труда работника не повышается по мере роста продолжительности текущих трудовых отношений. Иными словами, накопления специфического человеческого капитала не происходит, и производительность труда одного и того же работника не меняется при его занятости в разных фирмах. В условиях глобализации экономики, все большей интеграции России в происходящие в мире экономические процессы, ускорения процесса смены технологий наблюдается объективное сокращение абсолютного числа уникальных знаний, умений и навыков. Данная тенденция усугубляется опережающим развитием сектора услуг, где структура бизнес-процессов воспроизводится от фирмы к фирме.

Кроме того, происходят изменения самой практики организации деятельности предприятий, когда все большее распространение получает аутсорсинг и, следовательно, для успешной конкуренции на рынке труда работникам необходимы в значительной степени общие, а не специфические знания. Естественным следствием происходящего становится рост спроса на элементы, составляющие не специфический, а общий человеческий капитал. В таких условиях работодатели не заинтересованы удерживать работников, а напротив, находятся в постоянном поиске специалистов, которым предлагается трудовой контракт, вознаграждающий иные, нежели специфический стаж, характеристики труда.

Это предположение поддерживается и сделанными ранее выводами о влиянии гетерогенности предприятий на размер отдачи от специфического человеческого капитала. По-прежнему остаются предприятия, для которых высока значимость длительных трудовых отношений: это, в первую очередь, государственные предприятия и предприятия с большой численностью работников. При этом получение вознаграждения за специфический стаж работниками данных предприятий, вероятно, обусловлено не только значимостью для этих фирм специфических знаний и навыков. Это также может быть результатом стремления работодателя в условиях невозможности выплачивать конкурентную заработную плату сэкономить на инвестициях в ту часть специфического человеческого капитала своих работников, которая связана с установлением и завершением трудовых отношений, что помогает снизить издержки текучести.

\* \*  
\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Беккер Г.С. Человеческое поведение: экономический подход. Избранные труды по экономической теории. М.: ГУ ВШЭ, 2003.
2. Берндт Э.Р. Практика эконометрики: классика и современность. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2005.
3. Гимпельсон В., Капелюшников Р. Нестандартная занятость и российский рынок труда // Нестандартная занятость в российской экономике. М.: ГУ ВШЭ, 2003. С. 15–59.
4. Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. О бедном бюджетнике замолвите слово...: межсекторные различия в заработной плате: Препринт WP3/2006/05. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
5. Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба?: Препринт WP3/2006/07. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
6. Гимпельсон В., Капелюшников Р., Лукьянова А. Спрос на труд и квалификацию в промышленности: между дефицитом и избытком: Препринт WP3/2007/03. М.: ГУ ВШЭ, 2007.
7. Денисова И.А., Карцева М.А. Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России: Препринт WP3/2005/02. М.: ГУ ВШЭ, 2005.
8. Лазарева О.В., Денисова И.А., Цухло С.В. Наем или переобучение: опыт российских предприятий: Препринт WP3/2006/11. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
9. Лукьянова А.Л. Переход к постиндустриальному обществу? Исследование занятости в сервисном секторе экономики России // Российская программа экономических исследований. Научный доклад № 03/09. М.: EERC, 2003.

10. *Мальцева И.О.* Гендерные различия в профессиональной мобильности и сегрегация на рынке труда: опыт российской экономики. М.: EERC, 2005.
11. *Мальцева И.О., Роцин С.Ю.* Гендерная сегрегация и трудовая мобильность на российском рынке труда. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
12. *Нестерова Д., Сабирьянова К.* Инвестиции в человеческий капитал в переходный период в России // Российская программа экономических исследований. Научный доклад № 99/04. М.: EERC, 1999.
13. Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991–2000 гг.) М.: ТЕИС, 2002.
14. *Ощепков А.Ю.* Гендерные различия в оплате труда в России: Препринт WP3/2006/08. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
15. *Смирных Л.И.* Продолжительность занятости и трудовая мобильность. М.: ТЕИС, 2003.
16. *Abraham K.G., Farber H.S.* Job Duration, Seniority and Earnings // *American Economic Review*. 1987. № 77. P. 278–297.
17. *Altonji J.G., Shakotko R.* Do Wages Rise with Job Seniority? // *Review of Economic Studies*. 1987. № 54. P. 437–459.
18. *Becker G.S.* Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis // *The Journal of Political Economy*. 1962. № 70. P. 9–49.
19. *Davis S.J., Haltiwanger J.* Measuring Gross Worker and Job Flows: NBER Working Paper № 5133. 1995.
20. *Farber H.S.* Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets // *Handbook of Labor Economics* / Ed. by O. Ashenfelter, D. Card. 1999. Vol. 3. P. 2439–2483.
21. *Flinn C.J.* Wages and Job Mobility of Young Workers // *Journal of Political Economy*. 1986. № 94. S88–S110.
22. *Jovanovic B.* Firm-specific Capital and Turnover // *Journal of Political Economy*. 1979. № 87. P. 1246–1260.
23. *Jovanovic B.* Job Matching and the Theory of Turnover // *Journal of Political Economy*. 1979. № 87. P. 972–990.
24. *Keith K, McWilliams A.* The Wage Effects of Cumulative Job Mobility // *Industrial and Labor Relations Review*. 1995. № 49(1). P. 121–137.
25. *Lazear E.* Why is There Mandatory Retirement? // *Journal of Political Economy*. 1979. № 87. P. 1261–1284.
26. *Lazear E.* Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach: IZA Discussion Paper № 813. 2003.
27. *Lehmann H., Wadsworth J.* Tenures that Shook the World: Worker Turnover in Russia, Poland and Britain // *Journal of Comparative Economics*. 2000. № 28. P. 639–664.
28. *Newell A., Reilly B.* The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence // *Labour Economics*. 1996. Vol. 3. № 3. P. 337–356.
29. *Parsons D.O.* Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates // *Journal of Political Economy*. 1972. № 80. P. 1120–1143.
30. *Sabirianova K.Z.* The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia // *Journal of Comparative Economics*. 2002. № 30(1). P. 191–217.
31. *Topel R.* Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job Seniority // *Journal of Political Economy*. 1991. № 99. P. 145–176.
32. *Topel R., Ward M.* Job Mobility and the Careers of Young Men // *Quarterly Journal of Economics*. 1992. № 107(2). P. 439–480.

## Приложение

Таблица П1.

**Оценка отдачи от уровня специфического стажа в 2000–2006 гг.  
(расширенная спецификация уравнения заработной платы  
с учетом эффекта взаимодействия), МНК**

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика
	(1)		(2)		(3)	
Пол (0 = женский)	0,368*	14,737	0,373*	28,797	0,362*	14,269
Логарифм рабочего времени	0,452*	19,436	0,446*	19,392	0,443*	19,135
Возрастная категория (база – до 25 лет):						
25–34 года	0,194*	6,494	0,146*	7,834	0,193*	6,493
35–44 года	0,217*	6,419	0,176*	9,044	0,220*	6,510
45–54 года	0,139*	3,765	0,165*	8,313	0,152*	4,143
старше 55 лет	0,031	0,324	–0,035	–0,957	0,052	0,531
Уровень образования (база – неполное среднее):						
среднее	0,169*	3,819	0,170*	8,015	0,164*	3,724
ПТУ	0,104*	2,366	0,164*	7,673	0,102**	2,334
техникум	0,254*	5,906	0,279*	13,274	0,259*	6,036
высшее	0,458*	10,121	0,539*	23,230	0,463*	10,207
Уровень специфического стажа (база – до 1 года):						
1–2 года	0,008	0,116	0,028	0,604	0,031	0,393
2–5 лет	–0,003	–0,044	–0,137*	–3,265	–0,101	–1,431
5–10 лет	–0,076	–0,734	–0,091	–1,763	–0,140	–1,241
10–20 лет	0,123	0,998	–0,348*	–5,395	0,055	0,438
более 20 лет	–0,318*	–4,012	–0,415*	–6,283	–0,641*	–6,717
Форма собственности предприятия (0 = негосударственная)	–0,348*	–29,137	–0,457*	–17,721	–0,457*	–17,488
Финансирование обучения работников (0 = отсутствие финансирования)	0,112*	9,342	0,154*	4,939	0,158*	5,071



Продолжение табл. П1.

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика
	(1)		(2)		(3)	
Размер предприятия (база – до 11 человек)						
11–50 человек	0,094*	5,072	0,069**	2,161	0,076**	2,363
51–100 человек	0,134*	6,220	0,087***	1,913	0,098**	2,115
101–500 человек	0,206*	10,395	0,108*	2,878	0,116*	3,042
501–1000 человек	0,293*	11,831	0,261*	4,631	0,269*	4,769
более 1000 человек	0,352*	15,056	0,239*	4,469	0,253*	4,703
Пол × спец. стаж:						
1–2 года	0,060	1,527			0,063	1,565
2–5 лет	0,078**	2,343			0,070**	2,048
5–10 лет	–0,009	–0,244			–0,008	–0,226
10–20 лет	–0,037	–0,986			–0,012	–0,322
более 20 лет	–0,118*	–2,793			–0,108**	–2,520
Спец. стаж 1–2 года × возраст:						
25–34 года	–0,019	–0,365			–0,025	–0,486
35–44 года	–0,005	–0,093			–0,018	–0,303
45–54 года	0,025	0,402			–0,001	–0,021
старше 55 лет	–0,074	–0,447			–0,090	–0,538
Спец. стаж 2–5 лет × возраст:						
25–34 года	–0,098**	–2,160			–0,101**	–2,230
35–44 года	–0,070	–1,428			–0,080	–1,612
45–54 года	–0,059	–1,118			–0,076	–1,451
старше 55 лет	–0,183	–1,431			–0,217***	–1,679
Спец. стаж 5–10 лет × возраст:						
25–34 года	–0,042	–0,437			–0,045	–0,463
35–44 года	0,013	0,128			0,005	0,046
45–54 года	0,072	0,726			0,054	0,537
старше 55 лет	–0,022	–0,146			–0,050	–0,325
Спец. стаж 10–20 лет × воз- раст:						
25–34 года	–0,242**	–2,149			–0,446*	–3,508
35–44 года	–0,274**	–2,469			–0,481*	–3,835
45–54 года	–0,155	–1,379			–0,358*	–2,830
старше 55 лет	–0,323***	–1,938			–0,553*	–3,108

Продолжение табл. П1.

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика
	(1)		(2)		(3)	
Спец. стаж более 20 лет × возраст:						
25–34 года	н/д				н/д	
35–44 года	н/д				н/д	
45–54 года	0,138*	2,681			0,127**	2,494
старше 55 лет	0,148	1,266			0,152	1,303
Спец. стаж 1–2 года × уровень образования:						
среднее	–0,027	–0,358			–0,028	–0,367
ПТУ	–0,003	–0,043			–0,006	–0,078
техникум	–0,064	–0,901			–0,061	–0,859
высшее	0,054	0,754			0,054	0,740
Спец. стаж 2–5 лет × уровень образования:						
среднее	–0,050	–0,793			–0,048	–0,761
ПТУ	0,063	1,015			0,057	0,919
техникум	0,019	0,318			0,008	0,128
высшее	0,075	1,213			0,066	1,064
Спец. стаж 5–10 лет × уровень образования:						
среднее	0,050	0,740			0,060	0,895
ПТУ	0,071	1,066			0,080	1,193
техникум	0,037	0,575			0,041	0,636
высшее	0,073	1,120			0,079	1,205
Спец. стаж 10–20 лет × уровень образования:						
среднее	–0,020	–0,281			–0,027	–0,379
ПТУ	0,067	0,939			0,078	1,104
техникум	0,023	0,346			0,021	0,315
высшее	0,137**	2,040			0,113***	1,693
Спец. стаж более 20 лет × уровень образования:						
среднее	0,172**	2,305			0,166**	2,273
ПТУ	0,282*	3,457			0,284*	3,515
техникум	0,210*	2,884			0,190*	2,652
высшее	0,333*	4,498			0,272*	3,687

Продолжение табл. П1.

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика	Коэф- фициент	t- статис- тика
	(1)		(2)		(3)	
Форма собственности предприятия × спец. стаж:						
1–2 года			0,001	0,036	0,010	0,237
2–5 лет			0,026	0,775	0,036	1,059
5–10 лет			0,092**	2,529	0,093**	2,510
10–20 лет			0,317*	7,861	0,316*	7,683
более 20 лет			0,369*	9,286	0,357*	8,829
Финансирование обучения работников × спец. стаж:						
1–2 года			-0,042	-0,869	-0,047	-0,961
2–5 лет			-0,015	-0,361	-0,023	-0,577
5–10 лет			-0,072***	-1,766	-0,070***	-1,718
10–20 лет			-0,067	-1,602	-0,073***	-1,758
более 20 лет					-0,019	-0,444
Спец. стаж 1–2 года × размер предприятия:						
11–50 человек			0,003	0,045	-0,007	-0,120
51–100 человек			0,022	0,297	0,003	0,043
101–500 человек			0,048	0,755	0,026	0,406
501–1000 человек			-0,011	-0,122	-0,026	-0,285
более 1000 человек			0,002	0,027	-0,017	-0,193
Спец. стаж 2–5 лет × размер предприятия:						
11–50 человек			0,138*	2,802	0,125	2,506
51–100 человек			0,130**	2,083	0,113***	1,799
101–500 человек			0,227*	4,210	0,208*	3,765
501–1000 человек			0,072	0,950	0,048	0,622
более 1000 человек			0,146**	2,075	0,118***	1,647
Спец. стаж 5–10 лет × размер предприятия:						
11–50 человек			0,030	0,534	0,022	0,379
51–100 человек			0,026	0,386	0,014	0,199
101–500 человек			0,164*	2,698	0,157**	2,545
501–1000 человек			-0,005	-0,061	-0,011	-0,137
более 1000 человек			0,111	1,475	0,104	1,362

Окончание табл. III.

Зависимая переменная – логарифм среднемесячной зарплаты	Кэф- фициент	t- статис- тика	Кэф- фициент	t- статис- тика	Кэф- фициент	t- статис- тика
	(1)		(2)		(3)	
Спец. стаж 10–20 лет × размер предприятия:						
11–50 человек			0,036	0,526	0,025	0,361
51–100 человек			0,129	1,625	0,109	1,360
101–500 человек			0,152**	2,124	0,146**	2,017
501–1000 человек			0,138	1,557	0,137	1,531
более 1000 человек			0,297*	3,542	0,293*	3,459
Спец. стаж более 20 лет × размер предприятия:						
11–50 человек			0,043	0,617	0,034	0,506
51–100 человек			0,189**	2,342	0,176**	2,202
101–500 человек			0,181**	2,536	0,173**	2,445
501–1000 человек			0,232*	2,735	0,226*	2,670
более 1000 человек			0,346*	4,167	0,331*	3,979
Константа	4,498*	35,398	4,593*	37,322	4,619*	36,188
Число наблюдений N	15854		15854		15854	
R-squared	0,4350		0,4395		0,4425	

*Примечание.* Результаты получены для объединенной выборки за 2000–2006 гг. В выборку включены респонденты трудоспособного возраста, имеющие на момент опроса постоянную работу. t-статистика рассчитана на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности. Статистическая значимость коэффициентов: \* – однопроцентный уровень значимости; \*\* – пятипроцентный уровень значимости; \*\*\* – десятипроцентный уровень значимости.