

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ  
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

*И.О. Мальцева*

**ТРУДОВАЯ МОБИЛЬНОСТЬ  
И СТАБИЛЬНОСТЬ:  
НАСКОЛЬКО ВЫСОКА ОТДАЧА  
ОТ СПЕЦИФИЧЕСКОГО ЧЕЛОВЕЧЕСКОГО  
КАПИТАЛА В РОССИИ?**

Препринт WP15/2007/01

Серия WP15

Научные труды Лаборатории  
исследований рынка труда

Москва  
ГУ ВШЭ  
2007

Редактор серии WP15  
«Научные труды  
Лаборатории исследований рынка труда»  
С.Ю. Роцин

M21 Мальцева И.О. Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России?: Препринт WP15/2007/01. — М.: ГУ ВШЭ, 2007. — 48 с.

Исследование посвящено 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. Снижение спроса на специфический человеческий капитал в настоящее время, возможно, объясняется глобализацией экономики, интеграцией России в мировые экономические процессы и изменением форм организации деятельности современных предприятий.

Классификация JEL: J24, J31, J62.

УДК 331.55  
ББК65.240

Maltseva I. Labor Mobility and Stability: How High is the Return to Specific Human Capital in Russia?: Working paper WP15/2007/01. — Moscow: State University — Higher School of Economics, 2007. — 48 p. (in Russian)

The paper is devoted to the role of specific human capital in Russian economy. Using data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey we analyze job tenure in Russia in 1990s and 2000s, estimate the return to specific human capital and labor mobility in terms of wage growth. Our findings show that patterns of growing magnitude of labor mobility are even more actual nowadays compared to transitional 1990s. It provides evidences of extremely low value of specific human capital which is accumulated during the long-term employment relationships with the same employer. Moreover, we have found that Russian workers have paid some “penalty” for specificity of their human capital. Current decline of demand on specific human capital can be explained as a result of economy globalization, Russia’s integration into the world economy processes and changes in business structure of modern firm and enterprises.

JEL Classification: J24, J31, J62.

Препринты ГУ ВШЭ размещаются на сайте:  
<http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>.

© И.О. Мальцева, 2007  
© Оформление. Издательский дом ГУ ВШЭ, 2007

## 1. Введение<sup>1</sup>

Эффективное функционирование и устойчивое развитие современной рыночной экономики во многом зависит от способности рынка труда адекватно реагировать на происходящие изменения, то есть от того, насколько быстро проходит процесс 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 г. свою профессию поменяли около 42% работников (Sabirianova, 2002). Рост сферы услуг во многом происходил благодаря приходу в него работников промышленности и сельского хозяйства (Лукьянова, 2003). 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 («Обзор занятости...», 2002).

Трудовая мобильность, способствуя более эффективному распределению трудовых ресурсов, в целом оценивается позитивно. Согласно современной теории трудовой мобильности (см., например, Jovanovic, 1979b; Flinn, 1986), 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, Topel and Ward, 1992; Keith and McWilliams, 1995).

Однако описываемое явление имеет и обратную сторону: смена места работы означает прекращение прежних трудовых отношений, то есть

<sup>1</sup> Работа выполнена при поддержке индивидуального исследовательского гранта 2006 г. Научного Фонда ГУ ВШЭ (номер гранта 06-01-0101). Автор благодарит В. Гимпельсона, А. Лукьянову, С. Роцина, Л. Смирных за содержательную критику и полезные комментарии.

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.

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 коэффициент был равен 19,3%. При этом оба значения превышают соответствующую оценку для рынка труда Великобритании (18,2%) (Lehmann and Wadsworth, 2000).

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. Лемана и Дж. Вадсворта (Lehmann and Wadsworth, 2000), где представлен комплексный анализ специфического трудового стажа в России, Польше и Великобритании 1994—1996 гг.; работой Д. Нестеровой и К. Сабирьяновой (Нестерова, Сабирьянова, 1998), посвященной анализу отдачи от человеческого капитала, в первую очередь — образования; и монографией Л. Смирных (Смирных, 2003), содержащей исследование факторов длительности трудовых отношений. В этих работах рассматривается период с середины 1990-х гг. до 2001 г. При этом вопрос, какова роль специфиче-

ского 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 (Topel, 1991), либо не очень высокие (Abraham and Farber, 1987; Altonji and Shatoko, 1987), но всегда значимые оценки отдачи от специфического стажа. В посвященных российскому рынку труда первой половины 1990-х гг. работах (Нестерова, Сабирьянова, 1998; Lehmann and Wadsworth, 2000) 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 говорить о повышении качества соответствия работников и рабочих мест, то есть об увеличении специфической составляющей в отношениях между работником и работодателем. В настоящий момент опубликовано две работы, затрагивающие вопросы отдачи от трудовой мобильности в России (Мальцева, 2005; Мальцева, Рошин, 2006), 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 здоро-

вья населения (РМЭЗ) за 1994—2005 гг.<sup>2</sup> Основные эконометрические расчеты сделаны для посткризисного периода 2000—2005 гг., поскольку подобный анализ для этих лет до сих пор не проводился.

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» (Becker, 1962; перевод на русский яз. см.: Беккер, 2003) 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.

<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 10 тыс. индивидов. В разделе анкеты, посвященном занятости, индивидам задаются вопросы 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 г., когда он не проводился. Подробное описание самого опроса, процедуры выборки и общие моменты представлены на сайте [www.cpc.unc.edu/projects/rfms](http://www.cpc.unc.edu/projects/rfms).

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 работать на оборудовании, которое используется только данной фирмой, и знание особенностей взаимодействия структурных подразделений предприятия.

Однако специфический человеческий капитал может быть не связан с прохождением подготовки в рамках предприятия. Как отмечает Г. Фарбер (Farber, 1999), специфический капитал формируется в результате любых инвестиций в отношения занятости, которые не дают отдачу вне данных отношений (или дают отдачу меньшую). 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 осведомлен-

ности об особенностях бизнес-процессов в фирме, как и роль инвестиций в поиск и наем, не сопоставимы со значением компонент общего человеческого капитала.

Э. Лейзер (Lazear, 2003) 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 (Денисова, Карцева, 2005), это связано с быстрым изменением технологий, требующим от работников способности к быстрой адаптации, а также с 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, являются масштабы инвестиций предприятий в обучение своих работников. Как показывает исследование О. Лазаревой, И. Денисовой, С. Цухло (Лазарева и др, 2006), 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.

В настоящий момент вопрос о правомерности использования такого измерителя является все еще открытым (Farber, 1999). 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**

В Приложении (рис. 1) представлено распределение продолжительности специфического трудового стажа в России на протяжении 1994—2005 гг. Продолжительность отношений занятости за эти годы 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 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, Sabirianova, 2000).

Однако и продолжительный специфический стаж по-прежнему достаточно распространен в России. В 2005 г. около 23% занятых работали на своих предприятиях более 10 лет. Однако распространенность подобных длительных отношений с одним работодателем значительно снизилась, ведь еще 11 лет назад более чем 10-летний специфический трудовой стаж встречался в 32% случаев.

В статье Х. Леманна и Дж. Вадсворта (Lehmann and Wadsworth, 2000) отмечается, что в 1996 г. распределение специфического трудового стажа в России было во многом схоже с ситуацией в Великобритании. Дальнейшее снижение размеров специфического трудового стажа, происходившее после 1998 г., позволяет в первом приближении сделать вывод о снижении степени специфичности отношений занятости в России, об уменьшении значимости специфического человеческого капитала.

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. Продолжительный специфический стаж означает заинтересованность либо фирмы, либо работника, либо обеих сторон в этих трудовых отношениях. Снижение длительности отношений занятости может объясняться сокращением их ценности, то есть обесценением специфического человеческого капитала, существующего в рамках данных отношений.

Заинтересованность работников в сохранении текущих отношений занятости может быть связана как с получением более высокой отдачи от работы именно на 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, работниками, дольше других работающими на данном предприятии<sup>3</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 (Farber, 1999), 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. В Приложении (табл. 1) представлены данные о средней продолжительности специфического стажа у работников с разными демографическими, социально-экономическими характеристиками, а также с разными параметрами текущей занятости.

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 объясняется более высокими издержками, связанными с потерей работы. Как и предсказывает теория, стабильность отношений занятости повышается с возрастом. Четкой зависимости между длительностью специфического стажа и уровнем образования не наблюдается. В середине 1990-х гг. наиболее стабильной группой работников были имевшие неполное среднее и среднее образование, что, скорее всего, отражало не столько их ценность для предприятий, сколько ценность текущих отношений занятости для самих работников, опасавшихся в условиях постепенно растущей безработицы остаться без средств к существованию. К середине 2000-х гг. эти категории работников стали более мобильными, их специфический стаж снизился, а наиболее длительные текущие

<sup>3</sup> Подробный анализ отдачи от специфического трудового стажа как прироста заработной платы представлен в разделе 4.

отношения занятости были у имевших среднее специальное образование.

Среди профессиональных групп наименее стабильные отношения занятости характерны для работников сферы услуг и торговли, а также неквалифицированных работников. Стабильно длительным остается специфический стаж у специалистов высшего уровня квалификации. Именно они обладают наибольшим запасом специфических знаний, которое дает высшее образование. Значительный специфический стаж производственных рабочих может объясняться востребованностью их опыта, накопленного на промышленном производстве. Однако длительность их текущих отношений занятости за рассматриваемый период сократилась.

Прослеживается прямая зависимость между размером предприятия и длительностью отношений занятости: менее стабильными являются трудовые отношения на небольших по численности занятых предприятиях. Необходимо отметить, что именно на крупных предприятиях в большей степени распространена практика финансирования обучения работников (Лазарева и др., 2006).

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. это объяснение теряет свою остроту.

Предприятия, финансирующие обучение своих работников, реже сталкиваются с краткосрочными трудовыми отношениями. Вероятно, система мотивации на таких предприятиях строится таким образом, чтобы снизить масштабы увольнений. Что касается отраслевых различий в длительности специфического стажа, то вполне предсказуемым являются более продолжительные отношения занятости в сельском хозяйстве и промышленности по сравнению со сферой услуг.

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 работников, 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 (Гимпельсон, Капелюшников, 2003, с. 34), на протяжении всего периода экономических реформ уволенные по инициативе работодате-

ля 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, Sabirianova, 2002; Lehmann and Wadsworth, 2000; Лукьянова, 2003). В период после финансового кризиса, когда экономика России начала расти, масштабы мобильности выросли и по-прежнему остаются на высоком уровне (Мальцева, Рошин, 2006).

Отрицательная связь между накопленным специфическим человеческим капиталом и текучестью представлена во многих работах. В исследовании Д. Парсонса (Parsons, 1972) 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, концентрацию продуктового рынка, наличие 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 (Jovanovich, 1979a), 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.

Уйдя с предприятия, работник либо вновь находит работу, либо становится незанятым. В Приложении (табл. 2) представлены расчеты зависимости уровня увольнений от длительности отношений с текущим работодателем. Наблюдается традиционная, объясняемая теорией, отрицательная зависимость между уровнем увольнений и специфическим трудовым стажем: наибольшее количество случаев прекращения трудовых отношений встречается в группе работников, которые работают на данном предприятии менее года.

Х. Леманн и Дж. Вадсворт (Lehmann and Wadsworth, 2000) в своей работе использовали несколько иную трактовку увольнений, считая, что индивид уволился в начале периода, если в конце этого периода он сообщил, что его специфический трудовой стаж менее года. Сравнение двух методик показало, что отслеживание увольнений на основе ответа о смене места работы дает практически идентичные результаты, позволяющие сравнивать ситуацию, описанную авторами для середины 1990-х гг., и текущий период. Отметим, что в среднем показатель уровня увольнений в 2000—2005 гг. оказывается более высоким, чем в 1994—1996 гг., то есть масштабы прекращения трудовых отношений увеличились. Уровень увольнений снизился только среди имеющих наиболее продолжительный специфический трудовой стаж — более 20 лет, а в остальных группах он вырос.

#### 4. Изменение отдачи от специфического стажа

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

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

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, то есть 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, то есть 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, Newell and Reilly, 1996; Денисова, Карцева,

2005). Однако в этих работах переменная, отражающая специфический стаж, в регрессионное уравнение не включалась.

Как показывают результаты оценивания на российских данных различных спецификаций уравнения Минцера (см. табл. 3 Приложения), статистическая значимость коэффициента при переменной  $TEN$  стала проявляться лишь в оценках, полученных на данных после 2000 г. В начале — середине 1990-х гг. отдача от специфического человеческого капитала практически отсутствовала. Это объяснялось тем, что при переходе от плановых 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 (Гимпельсон, Лукьянова, 2006а), отдача от специфического стажа в небюджетном секторе экономики отрицательна, то есть 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 (Lehmann and Wadsworth, 2000), влияние каждого года специфического стажа на заработки польских работников соответствует 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, Farber, 1999; Берндт, 2005).

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 (Lazear, 1979) предлагает концепцию отложенного вознаграждения, в соответствии с которой «недоплата» относительно текущей производительности в начале



работы на предприятии и «переплата» в последующем снижает мотивацию работников к отлыниваю 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, превышающем 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 мо-

гут 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 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 происходит 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 (Topel, 1991) на первом этапе получает оценку так называемого «внутреннего» роста заработной платы, то есть роста зарплаты за один период у работников 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 затем получить чистый эффект влияния специфического стажа на заработки.

Но чаще 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. Алтонджи и Р. Шакотко (Altonji, Shakotko, 1987) используют отклонение реальной переменной длительности отношений занятости от средней продолжительности лет работы с данным работодателем, достигнутой за весь рассматриваемый период (4 года), а К. Абрахам и Г. Фарбер (Abraham, Farber, 1987) — 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 эффективных инструментов является чрезвычайно непростой задачей, которая усложняется вследствие наличия 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 может стать наличие детей до 1 года и от 1 года до 6 лет, поскольку маленькие дети в семье могут менять 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, понимая, что он, по всей видимости, дает смещенные результаты.

В Приложении (табл. 4) представлены результаты оценки спецификации уравнения Минцера для российского рынка труда периода 2000—2005 гг., сопоставимой с теми, что были использованы в ранее опубликованных работах. Коэффициенты при переменной, отражающей специфический стаж, значимы для выборок 2000, 2001 и 2004 гг. 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. Работники 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. Тем не менее отметим, что само значение отрицательной отдачи от специфического стажа за данный период снизилось, то есть на основании представленных оценок можно предположить, что значимость специфического человеческого капитала постепенно повышается.

Общий трудовой стаж, равно как и все уровни образования, вносит 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 2005 г. она сократилась до 1,9%. Снижается также разрыв в заработной плате между работниками, обладающими самым высоким и самым низким уровнями образования. При этом предположение о том, что относительный рост зарплат лиц, не имеющих среднего образования, отражает тенденцию роста спроса на рабочих промышленных производств, не находит подтверждения. По сравнению с базовой группой — работниками без среднего образования — относительные заработки имеющих диплом ПТУ или техникума не выросли, а даже несколько снизились.

Точнее определить значение 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 контрольные переменные, которые, на наш взгляд, оказывают влияние на заработную плату. Это форма собственности предприятия (государственная и негосударственная), категории, отражающие размер предприятия, а также факт инвестирования предприятий в своих работников<sup>4</sup>. Результаты оценивания данной модификации см. в Приложении (табл. 5).

Качество модели заметно улучшилось, о чем свидетельствует рост коэффициента  $R^2$  для каждого года. Коэффициенты при переменных, отражающих длительность текущих отношений занятости, статистически значимы в 2000—2002 гг. и в 2005 г. Достаточно устойчивая отрицательная корреляция выявлена между заработной платой и специфическим стажем в 10—20 лет. Иными словами, применительно к данному периоду мы также можем говорить о существовании не «премии», а «штрафа» за специфический стаж. Впрочем, размер этого «штрафа» снижался: работники

<sup>4</sup> Для установления данного факта мы используем ответ на вопрос анкеты РМЭЗ: «Предоставляется ли Вам на работе обучение за счет предприятия?».

указанной группы, при прочих равных, зарабатывали на 13,8% меньше, чем индивиды с самыми короткими отношениями занятости (до года) в 2000 г., на 11,24% меньше в 2001 г. и на 9,73% меньше в 2002 г.

На основе полученных результатов можно сделать предположение о том, что специфический человеческий капитал постепенно начинает играть определенную роль в формировании заработной платы. В 2005 г. отдача от специфического стажа для двух категорий была уже положительной, причем более продолжительные трудовые отношения вознаграждались больше: по сравнению с базовой категорией — работниками со специфическим стажем до 1 года — те, чей текущий специфический стаж составлял 1—2 года, зарабатывали на 8,3% больше, имеющие стаж от 2 до 5 лет — на 9,1% больше.

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>5</sup>, при прочих равных, проигрывают тем, кто занят на негосударственном предприятии, порядка 25—30%<sup>6</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.

Во втором разделе говорилось о том, что длительность отношений занятости, то есть величина накопленного специфического человеческого капитала, определяется тем, насколько значимыми являются для обеих сторон текущие отношения; насколько высоки издержки, связанные с их прекращением. Это означает, что важность специфического человеческого капитала может различаться в фирмах с разными характеристиками, что обеспечивает разную отдачу от специфического стажа.

Технически проверить это предположение можно при помощи эффекта взаимодействия. В общем виде оцениваемое уравнение будет выглядеть следующим образом:

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

<sup>5</sup> К государственным мы отнесли предприятия, в собственниках которых нет частных фирм или лиц.

<sup>6</sup> Подробный анализ принципов формирования заработной платы в бюджетном и небюджетном секторах см. в работах В. Гимпельсона и А. Лукьяновой (Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; Гимпельсон, Лукьянова, 2006б)

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

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

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

К характеристикам, которые влияют на заработную плату через длительность специфического стажа, в частности, могут относиться форма собственности предприятия, его размер, осуществление работодателем инвестиций в человеческий капитал работников. Выделение данных характеристик основано на следующих предположениях.

Негосударственные предприятия являются более гибкими и адаптивными по сравнению с предприятиями, полностью являющимися государственными. Они с большей вероятностью ценят иные, нежели специфические, знания и навыки работников. Кроме того, государственные предприятия существуют еще с советских времен, это крупные промышленные предприятия с четко выстроенной иерархической структурой, где переход с одного уровня на другой обязательно сопровождается ростом заработной платы.

Размер предприятия 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. Кроме того, чем крупнее предприятие, тем уже специализация его работников, поскольку производственный процесс более детализирован. Как показано в исследовании О. Лазаревой и др. (2006), среди предприятий со значительным количеством занятых заметно больше доля предоставляющих обучение. Поэтому крупные предприятия, возможно, в большей степени заинтересованы в длительных трудовых отношениях и готовы платить «премию за специфичность», то есть специфический стаж.

Инвестиции в человеческий капитал работников напрямую отражают ценность текущих трудовых отношений для работодателя. Модель инвестиций в специфическую подготовку, описанная во втором разделе, предполагает, что предприятия, осуществляющие такие инвестиции, будут стремиться к сохранению текущих трудовых отношений, в том числе — за счет увеличения заработной платы.

В Приложении (табл. 6) представлены результаты оценки расширенной спецификации уравнения заработной платы с учетом эффектов взаимодействия. Наиболее сильно связь между специфическим стажем и заработной платой опосредована формой собственности предприятия. Как и предполагалось, длительные отношения занятости в большей степени ценятся на государственных предприятиях. 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, причем особенно сильным оно было в 2000 г. Тогда имеющие стаж работы на данном предприятии от 2 до 5 лет и от 10 до 20 лет получали «премию за специфичность» практически на всех предприятиях, по сравнению с базовой категорией — работниками, имеющими стаж до 1 года. Другие результаты позволяют сделать вывод о том, что в среднем длительность отношений занятости в большей степени ценится на более крупных предприятиях.

Что касается влияния специфического стажа на заработную плату, то его опосредованность инвестициями предприятий в человеческий капитал работников не обнаружена. Иными словами, размер отдачи от специфического человеческого капитала не зависит от того, инвестирует ли предприятие в своих работников или нет. 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, согласно которой размер отдачи от специфического человеческого капитала зависит от того, в какой отрасли работает индивид<sup>7</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 сложными технологиями, используемыми в промышленности, но и необходимостью наличия специфических знаний и навыков у работников промышленных предприятий. Издержки прекращения трудовых отношений в промышленности могут быть выше вследствие дефицита кадров, что существенно затрудняет заполнение появляющихся вакансий. Тем не менее данное предположение не нашло подтверждения. Сам

<sup>7</sup> В базе данных РМЭЗ за 2004—2005 гг. содержится информация об отраслевой принадлежности предприятий, на которых работают респонденты.

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 отдачи от специфического стажа работники промышленности не имеют, равно как и работники сферы услуг — предполагаемого «штрафа» за длительные отношения с работодателем.

## 5. Отдача от трудовой мобильности

Для того чтобы объяснить, почему смена места работы приводит к росту заработной платы, в экономической теории используются два подхода. Согласно первому подходу, причиной трудовой мобильности является неравномерное развитие отраслей и секторов экономики (например, Davis and Haltiwanger, 1995). 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, Jovanovich, 1979b). В этом случае смена места работы происходит тогда, когда появляется альтернатива текущим отношениям занятости, обеспечивающая более качественное «соответствие», то есть более высокую производительность работника, а значит, и более высокую зарплату.

В нашей ранней работе (Мальцева, Рошин, 2006) было показано, что на протяжении второй половины 1990-х гг. прирост заработной платы тех, кто сменил работу, превышал аналогичный показатель оставшихся на прежнем рабочем месте. Согласно данным табл. 7 Приложения, в 2000—2005 гг. эта тенденция сохранялась. Особенно заметным выигрыш в заработной плате был у тех, кто сменил место работы в период 2000—2001 гг.: прирост их месячных заработков составил в среднем 80,7%, тогда как у оставшихся на своих рабочих местах за год зарплата выросла только на 34%.

В предыдущих разделах было показано, что в период после 2000 г. российский рынок труда характеризовался интенсивными процессами трудовой мобильности. Специфический стаж, длительные отношения занятости практически не играют роли в формировании заработной платы. Та же ситуация наблюдалась и в 1990-е гг., период, когда интенсив-

ные перемещения работников были связаны, по-видимому, с секторными шоками спроса. Это, в частности, подтверждается тем, что подавляющая часть трудовой мобильности происходила между разными секторами экономики: растущим сектором услуг и сокращающимся сектором промышленности (Лукьянова, 2003). К сожалению, данные РМЭЗ не позволяют проанализировать межсекторные перемещения в настоящее время. Несмотря на то что базы данных 2004—2005 гг. содержат информацию об отраслевой принадлежности предприятия, на котором занят респондент<sup>8</sup>, по всей видимости, эти данные являются в значительной степени искаженными. Проверка на соответствие информации о смене сектора работы и факта трудовой мобильности 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.

Косвенным показателем повышения или понижения качества «соответствия» работников и рабочих мест, на наш взгляд, может служить изменение отдачи от смены места работы. Сокращение отдачи от трудовой мобильности может говорить о повышении специфической составляющей в отношениях между работником и работодателем, поскольку свидетельствует о снижении разницы в производительности труда работника на старом и новом рабочем месте.

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 1, если во время анализируемого периода произошла смена рабочего места. Коэффициент при данной переменной ( $\alpha_3$ ) и является показателем отдачи от трудовой мобильности.

В Приложении (табл. 8) содержатся результаты оценивания данного уравнения. 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

<sup>8</sup> Эта информация заносится в базу данных со слов респондента.

годы высока. Это означает, что смена места работы на самом деле вносит положительный вклад в изменение заработков.

Заработная плата сменивших место работы выше, чем у оставшихся на прежнем рабочем месте, на 7,7% (2003—2004 гг.) — 19% (2000—2001 гг.)<sup>9</sup>. 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, 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 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.

## 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, осуществляемый 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.

Известно, 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

<sup>9</sup> Разница в заработках рассчитана как  $(e^x - 1) \times 100$ , где  $x$  — коэффициент при переменной «смена места работы».

привело к значительному снижению длительности специфического стажа у российских работников.

Продолжительность отношений занятости в 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 наблюдались лишь в пятой части всех отношений занятости.

Наблюдается отрицательная корреляция между длительностью трудового стажа и вероятностью увольнения. Однако показатель уровня увольнений в 2000—2005 гг. оказывается более высоким, чем в 1994—1996 гг., то есть масштабы прекращения трудовых отношений и трудовой мобильности увеличились.

На основе полученных результатов можно сделать вывод о том, что в настоящее время специфический человеческий капитал в России практически не имеет никакой ценности. Более того, в 2000—2005 гг. работники российских предприятий 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 данном предприятии.

Отметим и снижающееся значение общего трудового стажа, наблюдаемое в данный период. Если в 2000 г. отдача от этой характеристики составляла 3,7%, то к 2005 г. она сократилась до 1,9%. Сокращается также разрыв в заработной плате между работниками, обладающими самым высоким и самым низким уровнями образования, что также характеризует снижение спроса на специфические знания и навыки.

Тем не менее само значение отрицательной отдачи от специфического стажа к 2005 г. снизилось. Более того, отдача от специфического стажа для двух категорий была уже положительной, причем более продолжительные трудовые отношения вознаграждались больше: по сравнению с базовой категорией — работниками со специфическим стажем до 1 года — те, чей текущий специфический стаж составлял 1—2 года, зарабатывали на 8,3% больше, имеющие стаж от 2 до 5 лет — на 9,1% больше. Пока неясно, в какой степени эти результаты могут стать основанием для предположения о некотором повышении значимости специфического человеческого капитала.

Ряд эконометрических проблем, возникающих при оценивании отдачи от специфического стажа, позволяют сделать вывод о том, что получаемые оценки коэффициентов при соответствующей переменной являются завышенными. На этом основании мы считаем, что основным выводом все же является отсутствие значения специфического человеческого капитала в формировании заработной платы.

Одна из оцененных в исследовании спецификаций уравнения заработной платы показала, что такие параметры, как работа на государственном предприятии, размер предприятия и практика оплаты предприятием обучения сотрудников, влияют на размер заработной платы. Мы предположили, что на предприятиях, отличающихся друг от друга по указанным параметрам, специфический человеческий капитал оценивается по-разному. Включение в оцениваемое уравнение переменных взаимодействия позволило получить частичное подтверждение этой гипотезы.

Длительные отношения занятости в большей степени ценятся на государственных предприятиях. 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. По всей видимости, это объясняется большей гибкостью и адаптивностью негосударственных предприятий, что приводит к росту спроса на более общие знания и навыки. Кроме того, государственные предприятия — это большей частью крупные промышленные предприятия с четко выстроенной иерархической лестницей, на которой переход от ступени к ступени обязательно сопровождается ростом заработной платы, в то время как на негосударственных предприятиях заработная плата в большей степени «привязана» к личностным характеристикам работника и объективным показателям его деятельности.

Еще один вывод заключается в том, что в среднем длительность отношений занятости в большей степени ценится на более крупных предприятиях. Размер предприятия 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. Кроме того, именно крупные предприятия чаще всего

инвестируют в своих работников, поэтому они, возможно, в большей степени заинтересованы в длительных трудовых отношениях и готовы платить «премию за специфичность», то есть специфический стаж.

Эффекты взаимодействия были также использованы для тестирования гипотезы, согласно которой размер отдачи от специфического человеческого капитала зависит от того, в какой отрасли работает индивид<sup>10</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 сложными технологиями, используемыми в промышленности, но и необходимостью наличия специфических знаний и навыков у работников промышленных предприятий. Издержки прекращения трудовых отношений в промышленности могут быть выше вследствие дефицита кадров, 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 отдачи от специфического стажа работники промышленности не имеют, равно как и работники сферы услуг — предполагаемого «штрафа» за длительные отношения с работодателем.

Отсутствие отдачи от специфического человеческого капитала свидетельствует о том, что работник ничего не теряет с точки зрения заработной платы, покидая предприятие. Наше исследование показало, что, как и в середине 1990-х гг., в настоящее время темпы роста заработной платы работников, меняющих место работы, превышают темпы роста зарплаты «стабильных» работников. Это обеспечивает положительную отдачу от трудовой мобильности. При прочих равных, заработная плата сменивших место работы выше, чем у оставшихся на прежнем рабочем месте, на 7,7% (2003—2004 гг.) — 19% (2000—2001 гг.). В принципе, эти результаты согласуются с полученными ранее оценками отдачи от специфического стажа: в 2000—2002 гг. наблюдалось существование своего рода «штрафа» за специфичность, когда увеличение специфического стажа оказывало, при прочих равных, отрицательное влияние на заработки работников. В тот же период отдача от мобильности была достаточно высокой, свидетельствуя об относительно низком качестве «со-

<sup>10</sup> В базе данных РМЭЗ за 2004—2005 гг. содержится информация об отраслевой принадлежности предприятий, на которых работают респонденты.

ответствия» 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.

Таким образом, спрос на специфический человеческий капитал в настоящее время в России практически отсутствует. На наш взгляд, это может объясняться как минимум двумя причинами. Во-первых, глобализация экономики и все большая интеграция России в нее, приводящие к сокращению числа уникальных технологий. При этом данная тенденция усугубляется опережающим развитием сектора услуг, где структура бизнес-процессов воспроизводится от фирмы к фирме. Во-вторых, 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.

## Литература

*Беккер Г.С.* Человеческое поведение: экономический подход. Избранные труды по экономической теории. М.: ГУ ВШЭ, 2003.

*Берндт Э.Р.* Практика эконометрики: классика и современность. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2005.

*Гимпельсон В., Капелюшников Р.* Нестандартная занятость и российский рынок труда // Нестандартная занятость в российской экономике. М.: ГУ ВШЭ, 2003. С. 15—59.

*Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л.* «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате: Препринт WP3/2006/05. М.: ГУ ВШЭ, 2006а.

*Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л.* Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба?: Препринт WP3/2006/07. М.: ГУ ВШЭ, 2006б.

*Денисова И.А., Карцева М.А.* Преимущества инженерного образования: оценка отдачи на образовательные специальности в России: Препринт WP3/2005/02. М.: ГУ ВШЭ, 2005.

Лазарева О.В., Денисова И.А., Цухло С.В. Наем или переобучение: опыт российских предприятий: Препринт WP3/2006/11. М.: ГУ ВШЭ, 2005.

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.

Мальцева И.О. Гендерные различия в профессиональной мобильности и сегрегация на рынке труда: опыт российской экономики. М.: EERC, 2005.

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

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

Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991—2000 гг.). М.: ТЕИС, 2002.

Ощепков А.Ю. Гендерные различия в оплате труда в России: Препринт WP3/2006/08. М.: ГУ ВШЭ, 2006b.

Смирных Л.И. Продолжительность занятости и трудовая мобильность. М.: ТЕИС, 2003.

Abraham K.G., Farber H.S. (1987). Job Duration, Seniority and Earnings // American Economic Review 77, 278—297.

Altonji J.G., Shakotko R. (1987). Do Wages Rise with Job Seniority? // Review of Economic Studies 54, 437—459.

Becker G.S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis // The Journal of Political Economy 70, 9—49.

Davis S.J., Haltiwanger J. (1995). Measuring Gross Worker and Job Flows. NBER Working Paper No. 5133.

Farber H.S. (1999). Mobility and Stability: the Dynamics of Job Change in Labor Markets // Handbook of Labor Economics. Vol. 3 / Ed. by O. Ashenfelter, D. Card, 2439—2483.

Flinn C.J. (1986). Wages and Job Mobility of Young Workers // Journal of Political Economy 94, S88—S110.

Jovanovic B. (1979a). Firm-specific Capital and Turnover // Journal of Political Economy 87, 1246—1260.

Jovanovic B. (1979b). Job Matching and the Theory of Turnover // Journal of Political Economy 87, 972—990.

Keith K., McWilliams A. (1995). The Wage Effects of Cumulative Job Mobility // Industrial and Labor Relations Review 49 (1), 121—137.

Lazear E. (1979). Why is There Mandatory Retirement? // Journal of Political Economy 87, 1261—1284.

Lazear E. (2003) Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach, IZA Discussion Paper № 813.

Lehmann H., Wadsworth J., Acquisti A. (1999). Crime and Punishment: Employment, Wages and Wage Arrears in the Russian Federation // William Davidson Institute Working Paper No. 103.

Newell A., Reilly B. (1996). The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence // Labour Economics. Vol. 3. No. 3, 337—356.

Parsons D.O. (1972). Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates // Journal of Political Economy 80, 1120—1143.

Sabirianova K.Z. (2002). The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia // Journal of Comparative Economics, 30 (1), 191—217.

Topel R. (1991). Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job Seniority // Journal of Political Economy 99, 145—176.

Topel R., Ward M. (1992). Job Mobility and the Careers of Young Men // Quarterly Journal of Economics 107 (2), 439—480.



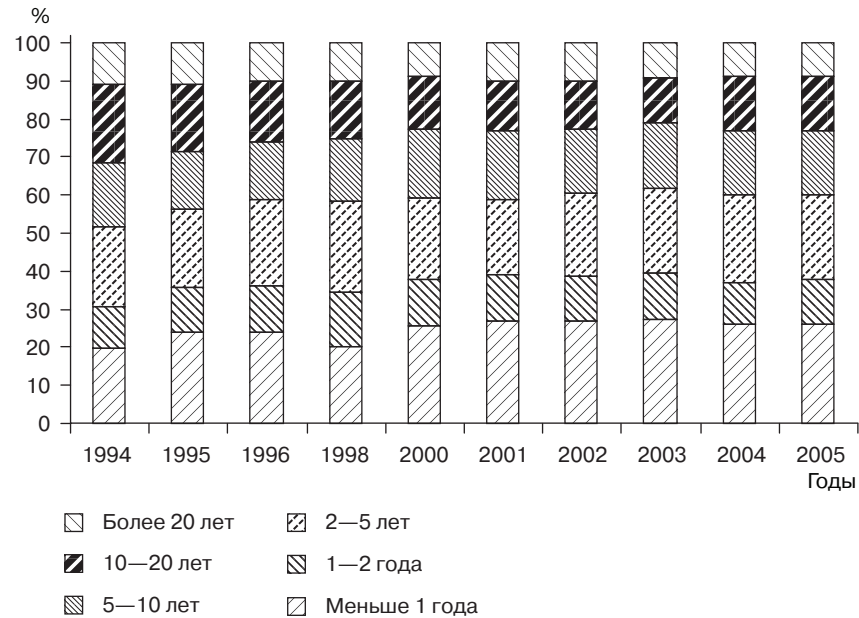


Рис. 1. Распределение продолжительности специфического трудового стажа (средние значения)

Примечание. Для расчетов здесь и далее в выборку включены респонденты трудоспособного возраста: от 16 до 54 лет у женщин и до 59 лет у мужчин. Данные РМЭЗ являются панельными, однако, аналогично Х. Леману и Дж. Вадсворту (Lehmann and Wadsworth, 2000), здесь мы трактуем информацию каждого раунда как отдельные кросс-секционные данные.

Таблица 1. Средняя продолжительность специфического стажа в зависимости от характеристик работника и текущей занятости

	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Пол:										
Женский	8.29	1.56	7.41	7.46	7.03	7.47	7.03	6.91	7.08	7.17
Мужской	7.72	4.42	6.71	6.51	5.99	5.98	5.88	5.81	5.90	5.71
Семейный статус:										
Несемейные	6.28	8.16	5.77	5.69	5.13	5.41	5.35	5.29	5.38	5.27
Семейные	8.52	12.10	7.49	7.36	6.96	7.21	6.90	6.78	6.92	6.89
Возрастная категория:										
До 25 лет	1.87	8.76	1.68	1.71	1.38	1.30	1.28	1.34	1.45	1.40
25 — 34 лет	4.91	7.25	4.39	4.25	4.00	4.11	3.98	3.72	3.94	3.95
35 — 44 лет	8.93	6.28	7.69	7.83	7.34	7.39	7.14	7.21	7.41	7.16
45 — 54 лет	13.00	7.20	11.64	11.24	10.82	12.05	11.29	10.86	10.83	10.76
Старше 55 лет	16.60	7.59	14.00	13.07	13.96	12.12	13.46	14.42	13.44	13.65

	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Уровень образования:										
Неполное среднее	9.79	8.76	7.95	7.13	6.20	6.27	5.95	5.36	4.97	5.44
Среднее	8.20	7.25	7.05	7.51	6.79	7.10	6.43	6.44	6.61	6.55
ПТУ	6.41	6.28	5.86	5.89	5.38	5.35	5.29	5.41	5.78	5.36
Техникум	7.96	7.20	7.16	7.16	6.86	7.69	7.45	7.18	7.25	7.26
Высшее	7.93	7.59	7.36	7.01	7.02	6.88	6.69	6.80	6.98	6.93
Профессиональная группа:										
Руководители	6.36	6.49	5.54	5.57	6.50	8.32	7.58	7.71	7.70	8.33
Специалисты высшего уровня квалификации	9.14	9.56	8.85	8.65	8.41	8.49	8.66	8.24	8.85	8.84
Специалисты среднего уровня квалификации	7.62	7.02	6.93	7.35	7.01	7.07	6.47	6.81	6.68	6.66
Канторские работники	8.15	7.00	7.37	7.52	7.18	8.33	7.33	7.00	6.80	6.52
Служащие сферы услуг и торговли	5.25	4.62	4.13	4.57	3.84	3.74	3.55	3.62	4.08	4.43
Квалифицированные работники сельского хозяйства	4.93	6.39	5.41	5.83	5.13	5.09	10.12	7.55	9.26	11.45
Производственные рабочие	8.33	7.78	7.50	7.17	6.42	6.64	6.01	6.17	6.31	6.01
Операторы машин, работники сборочных производств	9.35	8.58	8.42	8.34	7.72	7.61	7.55	7.22	6.98	6.70
Неквалифицированные работники	5.81	5.38	4.36	4.13	4.03	4.13	3.99	4.23	4.18	4.18
Военнослужащие	8.89	6.94	4.84	6.88	6.13	5.54	7.51	7.26	6.89	8.09
Размер предприятия										
До 10 чел.	5.23	4.55	5.05	5.02	4.06	4.33	3.97	4.08	4.28	4.12
11 — 50 чел.	6.88	6.07	5.87	5.78	6.32	5.89	5.73	5.94	5.99	5.98
51 — 100 чел.	7.84	8.07	7.87	7.46	8.13	7.14	6.89	6.57	6.99	6.88
101 — 500 чел.	9.11	8.85	8.53	8.40	8.22	8.12	8.15	7.48	7.99	8.04
501 — 1000 чел.	9.57	9.89	10.49	10.34	8.82	10.41	9.37	9.91	8.77	9.66
Больше 1000 чел.	11.54	11.63	11.68	10.18	8.78	10.67	11.02	11.63	11.16	6.90
Форма собственности предприятия:										
Государственная	8.74	7.95	7.72	7.72	7.62	8.03	7.83	8.05	8.20	8.23
Частная	4.97	5.74	5.30	5.29	4.49	4.45	4.33	4.55	4.51	4.44
Смешанная	8.45	8.34	8.14	8.57	8.28	9.16	9.31	8.95	9.62	9.74
Возможность финансирования предприятием инвестиций в ЧК:										
Отсутствует	н/д	н/д	н/д	н/д	6.27	6.37	7.98	6.02	6.08	6.00
Имеется	н/д	н/д	н/д	н/д	7.65	7.96	6.75	7.68	8.17	8.30
Сектор экономики:										
Промышленность	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	7.26	6.66
Сельское хозяйство	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	8.53	8.99
Сфера услуг	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	6.11	6.19
Другие отрасли	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	н/д	3.69	3.85
N	4359	3803	3578	3624	3954	4429	4618	4733	4956	4772

**Таблица 2.** Масштабы увольнений в зависимости от специфического стажа

Специфический стаж	2000—2001	2001—2002	2002—2003	2003—2004	2004—2005
До 1 года	0.41 (0.10)	0.43 (0.12)	0.43 (0.06)	0.41 (0.11)	0.40 (0.09)
1—2 года	0.30 (0.07)	0.29 (0.07)	0.27 (0.08)	0.28 (0.05)	0.28 (0.07)
2—5 лет	0.21 (0.09)	0.19 (0.09)	0.19 (0.07)	0.21 (0.08)	0.21 (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)
10—20 лет	0.13 (0.16)	0.12 (0.15)	0.13 (0.16)	0.10 (0.14)	0.12 (0.14)
более 20 лет	0.09 (0.18)	0.12 (0.18)	0.11 (0.19)	0.10 (0.19)	0.10 (0.19)
всего	0.23 (0.16)	0.24 (0.17)	0.23 (0.16)	0.23 (0.16)	0.23 (0.16)
N	3460	3838	3987	3986	4192

*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<sup>1</sup>. Выборка ограничена индивидами трудоспособного возраста (на начало периода). Стандартные отклонения приведены в скобках.

<sup>1</sup> Начиная с 1998 г., в анкете РМЭЗ содержится вопрос о трудовой мобильности, имевшей место за время, прошедшее с предыдущего раунда. Это позволяет оценить масштабы увольнений, основываясь на информации о том, что респондент поменял место работы. Аналогичный вопрос задавался и в 7-м раунде (1996 г.), однако его формулировка не позволяет провести разделение профессиональной мобильности и мобильности между предприятиями. Начиная с 8-го раунда, респондентам предлагается ответить на вопрос о смене либо профессии, либо места работы, либо и того, и другого.

**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 (1999)	Логарифм почасовой зарплаты по основному месту работы	Пол	1994	0,1%
			1995—1996	Статистически незначим
Lehmann, Wadsworth (2000)	Логарифм недельной заработной платы	Возраст, наличие задолженности по зарплате, отрасль, пол, форма собственности предприятия, регион	1994—1996	При стаже 5—10 лет: на 10% меньше, чем при стаже менее 1 года; остальные переменные стажа незначимы
Гимпельсон, Лукьянова (2006а)	Логарифм месячной заработной платы	Возраст, семейное положение, пол, профессия, рабочее время, тип поселения, размер предприятия, регион	2000—2003	0,7% для бюджетного сектора —3,1% для небюджетного сектора
Ощепков (2006)	Логарифм месячной заработной платы	Возраст, время работы, отрасль, профессия, форма собственности предприятия, размер населенного пункта, семейное положение, регион	2003	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

Таблица 4. Оценка отдачи на дополнительный год специфического стажа, МНК

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной зарплаты	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Пол (0 = женский)	0.422 <sup>a</sup>	12.43	0.376 <sup>a</sup>	12.83	0.386 <sup>a</sup>	14.8	0.414 <sup>a</sup>	16.08	0.416 <sup>a</sup>	17.18	0.376 <sup>a</sup>	13.22
Логарифм рабочего времени	0.635 <sup>a</sup>	11.09	0.593 <sup>a</sup>	11.54	0.545 <sup>a</sup>	12.25	0.636 <sup>a</sup>	13.91	0.603 <sup>a</sup>	12.89	0.484 <sup>a</sup>	9.19
Общий трудовой стаж	0.037 <sup>a</sup>	7.39	0.025 <sup>a</sup>	5.23	0.026 <sup>a</sup>	6.26	0.019 <sup>a</sup>	4.5	0.019 <sup>a</sup>	4.69	0.019 <sup>a</sup>	4.52
Квадрат общего стажа	-0.001 <sup>a</sup>	-6.22	-0.001 <sup>a</sup>	-4.89	-0.001 <sup>a</sup>	-5.69	-0.001 <sup>a</sup>	-4.6	-0.001 <sup>a</sup>	-5.49	0.000 <sup>a</sup>	-4.33
Специфический стаж	-0.012 <sup>b</sup>	-2.15	-0.016 <sup>a</sup>	-3.18	-0.006	-1.34	-0.007	-1.58	-0.007 <sup>c</sup>	-1.8	0.003	0.6
Квадрат специфического стажа	0.000	1.54	0.000 <sup>a</sup>	2.82	0.000 <sup>c</sup>	1.71	0.000 <sup>b</sup>	2.2	0.000 <sup>a</sup>	2.58	0.000	-0.34
Константа	2.933	9.82	3.601	13.36	4.036	17.57	3.844	16.24	4.245	17.55	4.880	17.93
N	3115		3506		3687		3661		3829		3998	
R-squared	0.3054		0.3377		0.3692		0.383		0.3807		0.2652	

Примечание: t-статистика рассчитана на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности. Статистическая значимость коэффициентов: <sup>a</sup> — 1%-й уровень значимости; <sup>b</sup> — 5%-й уровень значимости; <sup>c</sup> — 10%-й уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: уровень образования (5 категорий), профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

Таблица 5. Оценка отдачи от уровня специфического стажа (расширенная спецификация уравнения заработной платы), МНК

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной зарплаты	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Пол (0 = женский)	0.406 <sup>a</sup>	10.67	0.381 <sup>a</sup>	11.69	0.338 <sup>a</sup>	12.25	0.381 <sup>a</sup>	13.21	0.400 <sup>a</sup>	15	0.361 <sup>a</sup>	10.21
Логарифм рабочего времени	0.490 <sup>a</sup>	7.8	0.400 <sup>a</sup>	6.96	0.421 <sup>a</sup>	8.28	0.465 <sup>a</sup>	8.93	0.331 <sup>a</sup>	6.45	0.307 <sup>a</sup>	4.7
Общий трудовой стаж	0.039 <sup>a</sup>	7	0.030 <sup>a</sup>	5.7	0.026 <sup>a</sup>	5.94	0.020 <sup>a</sup>	4.3	0.015 <sup>a</sup>	3.49	0.018 <sup>a</sup>	3.43
Квадрат общего стажа	-0.001 <sup>a</sup>	-5.91	-0.001 <sup>a</sup>	-5.33	-0.001 <sup>a</sup>	-5.49	-0.001 <sup>a</sup>	-4.39	0.000 <sup>a</sup>	-3.85	0.000 <sup>a</sup>	-3.24
<i>Уровень специфического стажа (база — до 1 года)</i>												
1—2 года	-0.009	-0.15	0.066	1.34	-0.033	-0.79	-0.025	-0.57	-0.010	-0.23	0.083 <sup>c</sup>	1.76
2—5 лет	-0.073	-1.45	-0.072	-1.72	-0.043	-1.23	0.007	0.18	0.011	0.32	0.091 <sup>b</sup>	2.06
5—10 лет	-0.027	-0.51	-0.064	-1.39	-0.007	-0.2	0.014	0.36	0.001	0.02	0.006	0.13
10—20 лет	-0.138 <sup>b</sup>	-2.38	-0.112 <sup>b</sup>	-2.31	-0.097 <sup>b</sup>	-2.26	-0.056	-1.25	-0.020	-0.5	-0.007	-0.13
Более 20 лет	-0.107 <sup>c</sup>	-1.67	-0.082	-1.51	-0.009	-0.19	0.026	0.53	0.021	0.44	0.041	0.73
Форма собственности предприятия (0 = нетос.)	-0.305 <sup>a</sup>	-8.69	-0.299 <sup>a</sup>	-9.79	-0.249 <sup>a</sup>	-9.72	-0.313 <sup>a</sup>	-11.39	-0.347 <sup>a</sup>	-13.27	-0.319 <sup>a</sup>	-10

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной заработной платы	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Финансирование обучения работников (0 = отсутствие финансирования)	0.183 <sup>a</sup>	4.92	0.053 <sup>c</sup>	1.75	0.087 <sup>a</sup>	3.38	0.137 <sup>a</sup>	5.46	0.135 <sup>a</sup>	5.08	0.118 <sup>a</sup>	3.59
<i>Размер предприятия (база — до 11 человек)</i>												
11—50 чел.	-0.035	-0.6	0.166 <sup>a</sup>	3.77	0.061	1.48	0.069	1.61	0.103 <sup>a</sup>	2.67	0.108 <sup>b</sup>	2.39
51—100 чел.	-0.016	-0.24	0.106 <sup>b</sup>	2.09	0.135 <sup>a</sup>	2.77	0.087 <sup>c</sup>	1.74	0.126 <sup>a</sup>	2.6	0.158 <sup>a</sup>	2.95
101—500 чел.	-0.008	-0.13	0.220 <sup>a</sup>	4.61	0.147 <sup>a</sup>	3.33	0.158 <sup>a</sup>	3.46	0.183 <sup>a</sup>	4.36	0.223 <sup>a</sup>	4.48
501—1000 чел.	0.063	0.84	0.243 <sup>a</sup>	3.9	0.202 <sup>a</sup>	3.66	0.185 <sup>a</sup>	3.46	0.224 <sup>a</sup>	4.14	0.326 <sup>a</sup>	4.97
Более 1000 чел.	0.066	0.92	0.338 <sup>a</sup>	5.99	0.233 <sup>a</sup>	4.56	0.277 <sup>a</sup>	5.24	0.231 <sup>a</sup>	4.75	0.250 <sup>a</sup>	3.95
Тип населенного пункта (0 = не город)	0.354 <sup>a</sup>	8.68	0.390 <sup>a</sup>	11.24	0.380 <sup>a</sup>	12.21	0.351 <sup>a</sup>	10.98	0.241 <sup>a</sup>	7.76	0.196 <sup>a</sup>	5.8
Константа	3.848 <sup>a</sup>	11.72	4.459 <sup>a</sup>	14.87	4.644 <sup>a</sup>	17.64	4.784 <sup>a</sup>	17.59	5.688 <sup>a</sup>	21.58	5.788 <sup>a</sup>	17.03
N	2122		2519		2773		2608		2701		2647	
R-squared	0.3851		0.4364		0.458		0.4719		0.4555		0.3117	

*Примечание:* t-статистика рассчитана на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности. Статистическая значимость коэффициентов: <sup>a</sup>—1%-й уровень значимости; <sup>b</sup>—5%-й уровень значимости; <sup>c</sup>—10%-й уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: уровень образования (5 категорий), профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

**Таблица 6.** Оценка отдачи от уровня специфического стажа с учетом эффектов взаимодействия (расширенная спецификация уравнения заработной платы), МНК

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной заработной платы	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Пол (0 = женский)	0.395 <sup>a</sup>	10.29	0.376 <sup>a</sup>	11.61	0.340 <sup>a</sup>	12.32	0.372 <sup>a</sup>	12.93	0.402 <sup>a</sup>	14.93	0.363 <sup>a</sup>	10.23
Логарифм рабочего времени	0.492 <sup>a</sup>	7.78	0.383 <sup>a</sup>	6.65	0.427 <sup>a</sup>	8.5	0.452 <sup>a</sup>	8.71	0.326 <sup>a</sup>	6.4	0.297 <sup>a</sup>	4.59
Общий трудовой стаж	0.037 <sup>a</sup>	6.58	0.027 <sup>a</sup>	5.24	0.025 <sup>a</sup>	5.6	0.018 <sup>a</sup>	4	0.015 <sup>a</sup>	3.28	0.017 <sup>a</sup>	3.3
Квадрат общего стажа	-0.001 <sup>a</sup>	-5.55	-0.001 <sup>a</sup>	-4.82	-0.001 <sup>a</sup>	-5.19	0.000 <sup>a</sup>	-4.07	0.000 <sup>a</sup>	-3.73	0.000 <sup>a</sup>	-3.09
<i>Уровень специфического стажа (база — до 1 года)</i>												
1—2 года	0.074	0.46	-0.162	-1.57	-0.054	-0.53	-0.050	-0.53	0.006	0.06	0.196 <sup>b</sup>	1.96
2—5 лет	-0.324 <sup>b</sup>	-2.24	-0.249 <sup>b</sup>	-2.3	-0.240 <sup>a</sup>	-2.63	-0.043	-0.42	-0.046	-0.58	0.072	0.72
5—10 лет	-0.158	-0.98	-0.109	-0.96	-0.059	-0.5	0.056	0.53	0.048	0.46	-0.187	-1.4
10—20 лет	-0.649 <sup>a</sup>	-4.02	-0.461 <sup>a</sup>	-3.56	-0.239	-1.28	-0.260 <sup>c</sup>	-1.71	-0.154	-1.14	-0.103	-0.66
Более 20 лет	-0.305	-1.51	-0.200	-1.21	-0.437 <sup>a</sup>	-3.87	-0.344 <sup>b</sup>	-1.99	-0.421 <sup>b</sup>	-2.35	-0.141	-0.82
Форма собственности предприятия (0 = негос.)	-0.380 <sup>a</sup>	-5.02	-0.548 <sup>a</sup>	-8.99	-0.339 <sup>a</sup>	-6.29	-0.472 <sup>a</sup>	-7.58	-0.318 <sup>a</sup>	-5.5	-0.374 <sup>a</sup>	-5.09
*Спец. стаж:												
1—2 года	-0.054	-0.47	0.304 <sup>a</sup>	2.9	0.004	0.05	0.067	0.71	-0.252 <sup>a</sup>	-2.86	-0.080	-0.76
2—5 лет	-0.113	-1.11	0.198 <sup>b</sup>	2.36	0.037	0.51	0.122	1.54	-0.094	-1.29	-0.042	-0.45
5—10 лет	0.157	1.46	0.167 <sup>c</sup>	1.77	0.012	0.15	0.162 <sup>b</sup>	1.96	-0.093	-1.22	0.120	1.19

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной зарплаты	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
10—20 лет	0.331 <sup>a</sup>	2.73	0.574 <sup>a</sup>	6.3	0.281 <sup>a</sup>	3.19	0.386 <sup>a</sup>	4.06	0.034	0.41	0.203	1.7
Более 20 лет	0.294 <sup>b</sup>	2.51	0.424 <sup>a</sup>	4.38	0.415 <sup>a</sup>	5.08	0.388 <sup>a</sup>	4.14	0.286 <sup>a</sup>	3.15	0.263 <sup>b</sup>	2.47
<i>Размер предприятия (база — до 1 человек)</i>												
11—50 чел.	-0.048	-0.48	0.150 <sup>b</sup>	2.06	0.009	0.14	0.074	0.94	-0.006	-0.08	0.096	1.26
51—100 чел.	-0.126	-0.74	0.018	0.17	0.123	1.27	0.086	0.84	0.130	1.21	0.153	1.41
101—500 чел.	-0.116	-1.03	0.222 <sup>b</sup>	2.51	0.028	0.35	0.220 <sup>b</sup>	2.4	0.070	0.89	0.062	0.65
501—1000 чел.	-0.073	-0.45	0.083	0.49	0.161	1.36	0.363 <sup>a</sup>	2.59	0.318 <sup>a</sup>	2.74	0.581 <sup>a</sup>	4.94
Более 1000 чел.	-0.074	-0.5	0.357 <sup>a</sup>	2.91	0.065	0.56	0.284 <sup>b</sup>	2.2	0.145	1.45	0.136	0.91
<i>Спец. стаж 1—2 года*размер предприятия:</i>												
11—50 чел.	-0.116	-0.65	0.103	0.77	0.054	0.46	0.002	0.01	0.170	1.42	-0.071	-0.55
51—100 чел.	0.003	0.01	0.265	1.51	0.022	0.14	0.087	0.5	-0.064	-0.39	-0.058	-0.36
101—500 чел.	0.031	0.16	0.145	0.94	0.060	0.45	-0.075	-0.56	0.168	1.3	-0.044	-0.28
501—1000 чел.	-0.119	-0.46	0.261	1.16	-0.101	-0.45	0.078	0.41	-0.115	-0.48	-0.387 <sup>b</sup>	-2.05
Более 1000 чел.	-0.124	-0.54	0.032	0.16	0.093	0.48	-0.120	-0.6	0.102	0.6	-0.003	-0.02
<i>Спец. стаж 2—5 лет*размер предприятия:</i>												
11—50 чел.	0.264	1.64	0.199	1.61	0.187 <sup>c</sup>	1.75	0.042	0.35	0.135	1.4	0.031	0.25
51—100 чел.	0.431 <sup>b</sup>	1.97	0.194	1.28	0.126	0.89	0.050	0.36	0.071	0.52	-0.063	-0.41

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной зарплаты	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
101—500 чел.	0.355 <sup>b</sup>	2.08	0.159	1.16	0.374 <sup>a</sup>	3.09	0.006	0.04	0.192 <sup>c</sup>	1.83	0.202	1.49
501—1000 чел.	0.332	1.45	0.163	0.62	0.130	0.83	-0.285 <sup>c</sup>	-1.65	-0.085	-0.58	-0.259	-1.38
Более 1000 чел.	0.356 <sup>c</sup>	1.7	-0.094	-0.53	0.320 <sup>b</sup>	2.19	-0.085	-0.51	0.131	0.99	0.249	1.3
<i>Спец. стаж 5—10 лет*размер предприятия:</i>												
11—50 чел.	-0.117	-0.68	0.029	0.21	0.029	0.22	-0.079	-0.66	0.122	1.06	0.214	1.42
51—100 чел.	-0.028	-0.13	0.091	0.56	-0.024	-0.16	-0.068	-0.48	-0.130	-0.87	0.205	1.24
101—500 чел.	0.115	0.65	0.010	0.07	0.172	1.22	-0.042	-0.32	0.059	0.47	0.440 <sup>a</sup>	2.87
501—1000 чел.	0.131	0.54	0.077	0.36	0.010	0.06	-0.211	-1.15	-0.119	-0.71	-0.339	-1.56
Более 1000 чел.	0.249	1.17	-0.056	-0.32	0.138	0.81	-0.106	-0.66	0.029	0.21	0.261	1.21
<i>Спец. стаж 10—20 лет*размер предприятия:</i>												
11—50 чел.	0.179	1.06	-0.124	-0.91	0.018	0.09	0.042	0.26	0.200	1.35	-0.084	-0.48
51—100 чел.	0.384 <sup>c</sup>	1.71	0.118	0.69	-0.086	-0.41	-0.045	-0.25	0.089	0.48	-0.086	-0.4
101—500 чел.	0.332 <sup>c</sup>	1.83	-0.006	-0.04	-0.023	-0.12	-0.071	-0.43	0.192	1.25	0.160	0.87
501—1000 чел.	0.463 <sup>b</sup>	1.97	0.397 <sup>c</sup>	1.78	-0.092	-0.39	-0.217	-1.07	-0.070	-0.36	-0.248	-1.16
Более 1000 чел.	0.524 <sup>b</sup>	2.42	0.194	1.06	0.253	1.16	0.163	0.85	0.133	0.79	0.140	0.63
<i>Спец. стаж &gt;20 лет*размер предприятия:</i>												
11—50 чел.	0.022	0.1	-0.120	-0.68	0.031	0.24	0.137	0.78	0.285	1.56	-0.091	-0.49
51—100 чел.	0.056	0.22	-0.011	-0.05	0.142	0.9	0.244	1.16	0.197	0.92	0.114	0.56

Зависимая переменная — логарифм среднемесячной заработной платы	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
101—500 чел.	0.051	0.24	-0.241	-1.33	0.171	1.33	0.009	0.05	0.364 <sup>b</sup>	1.99	0.211	1.13
501—1000 чел.	0.157	0.61	0.158	0.68	0.398 <sup>b</sup>	2.5	0.006	0.03	0.115	0.54	-0.097	-0.46
более 1000 чел.	0.109	0.43	-0.064	-0.32	0.383 <sup>b</sup>	2.37	0.336	1.62	0.449 <sup>b</sup>	2.28	0.207	0.88
Финансирование обучения работников (0 = отсутствие финансирования)	0.104	0.94	0.122	1.64	0.090	1.34	0.140 <sup>b</sup>	2.41	0.211 <sup>a</sup>	2.94	0.204 <sup>b</sup>	2.31
*Спец. стаж:												
1—2 года	0.035	0.23	-0.031	-0.26	-0.030	-0.27	0.048	0.47	-0.052	-0.48	-0.083	-0.66
2—5 лет	0.227 <sup>c</sup>	1.69	-0.079	-0.77	-0.026	-0.3	0.043	0.53	-0.047	-0.53	-0.025	-0.22
5—10 лет	0.113	0.82	-0.066	-0.66	0.049	0.58	-0.101	-1.29	-0.117	-1.32	-0.222 <sup>c</sup>	-1.87
10—20 лет	0.010	0.07	-0.116	-1.16	-0.047	-0.49	-0.005	-0.06	-0.114	-1.21	-0.071	-0.64
Более 20 лет	0.002	0.02	-0.030	-0.29	0.058	0.65	0.024	0.27	-0.088	-0.92	-0.088	-0.76
Тип населенного пункта (0 = не город)	0.353 <sup>a</sup>	8.62	0.382 <sup>a</sup>	10.96	0.367 <sup>a</sup>	11.71	0.348 <sup>a</sup>	10.72	0.244 <sup>a</sup>	7.84	0.183 <sup>a</sup>	5.41
Константа	3.990 <sup>a</sup>	11.87	4.705 <sup>a</sup>	15.27	4.719 <sup>a</sup>	18.01	4.884 <sup>a</sup>	17.67	5.766 <sup>a</sup>	22	5.880 <sup>a</sup>	17.28
N	2122		2519		2773		2608		2701		2647	
R-squared	0.4002		0.4539		0.4728		0.484		0.4673		0.3252	

Примечание: t-статистика рассчитана на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности. Статистическая значимость коэффициентов: <sup>a</sup> — 1%-й уровень значимости; <sup>b</sup> — 5%-й уровень значимости; <sup>c</sup> — 10%-й уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: уровень образования (5 категорий), профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

Таблица 7. Динамика изменения уровня среднемесячной заработной платы, %

	2000—2001	2001—2002	2002—2003	2003—2004	2004—2005
Не сменившие работу	34.02	41.18	20.09	21.10	17.77
Сменившие работу	80.70	60.66	55.13	39.75	45.97
Вся выборка	39.28	43.62	24.34	23.25	21.37
N	2614	2975	3141	3101	3293

Таблица 8. Оценка отдачи от трудовой мобильности, МНК

Зависимая переменная — изменение логарифмов среднемесячной зарплаты	2000—2001		2001—2002		2002—2003		2003—2004		2004—2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Смена рабочего места	0.174 <sup>a</sup>	3.03	0.098 <sup>b</sup>	2.25	0.114 <sup>a</sup>	2.75	0.074 <sup>c</sup>	1.86	0.146 <sup>b</sup>	2.45
Пол (0 = женский)	-0.044	-1.42	-0.048 <sup>c</sup>	-1.83	0.066 <sup>a</sup>	3.03	0.004	0.16	-0.038	-1.17
Семейное положение (0 = холост/незамужем)	-0.071 <sup>b</sup>	-2.26	-0.003	-0.11	-0.033	-1.54	-0.002	-0.08	0.003	0.12
Возраст, лет	0.161	0.8	-0.007	-0.05	0.004	0.05	0.127 <sup>a</sup>	3.58	-0.593 <sup>a</sup>	-3.95
Изменение логарифмов отработанного времени	0.286 <sup>a</sup>	4.36	0.219 <sup>a</sup>	2.98	0.234 <sup>a</sup>	3.05	0.225 <sup>a</sup>	2.94	0.135 <sup>c</sup>	1.75
Образование, лет	-0.167	-0.83	0.010	0.08	0.003	0.04	-0.140 <sup>a</sup>	-3.77	0.592 <sup>a</sup>	3.94
Общий трудовой стаж	-0.164	-0.81	0.004	0.03	-0.006	-0.07	-0.129 <sup>a</sup>	-3.62	0.595 <sup>a</sup>	3.95
Специфический стаж	0.001	0.63	0.003 <sup>b</sup>	2.04	0.001	0.53	0.001	0.44	0.000	0.23
Форма собственности предприятия (0 = негос.)	0.012	0.44	0.135 <sup>a</sup>	5.76	0.010	0.51	0.007	0.35	0.039	1.4
Размер предприятия (база — до 11 человек)										
11—50 чел.	0.048	0.83	-0.092 <sup>b</sup>	-2.17	0.017	0.42	0.057	1.26	0.038	0.81
51—100 чел.	0.099	1.64	-0.071	-1.53	-0.040	-0.89	0.035	0.73	0.060	1.08
101—500 чел.	0.104	1.8	-0.073 <sup>c</sup>	-1.72	0.027	0.69	0.048	1.1	0.055	1.22
501—1000 чел.	0.103	1.53	-0.016	-0.31	0.008	0.19	0.026	0.53	0.094 <sup>c</sup>	1.78

Окончание табл. 8

Зависимая переменная — изменение логарифмов среднемесячной зарплаты	2000—2001		2001—2002		2002—2003		2003—2004		2004—2005	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Более 1000 чел.	0.105 <sup>c</sup>	1.71	-0.146 <sup>a</sup>	-3.09	0.046	1.08	0.013	0.24	0.071	1.33
Тип населенного пункта (0 = не город)	0.012	0.41	-0.035	-1.27	0.025	1.05	-0.011	-0.45	-0.029	-0.94
Константа	-0.866	-0.62	0.344	0.39	0.041	0.07	-0.595	-2.42	4.215 <sup>a</sup>	3.98
N	1558		1874		2056		1880		1988	
R-squared	0.0535		0.0719		0.0477		0.0381		0.0337	

Примечание: t-статистика рассчитана на основе стандартных ошибок, скорректированных с учетом робастности. Статистическая значимость коэффициентов: <sup>a</sup> — 1%-й уровень значимости; <sup>b</sup> — 5%-й уровень значимости; <sup>c</sup> — 10%-й уровень значимости. В уравнение также были включены контрольные переменные: профессиональные группы (10 категорий), региональные переменные (8 категорий).

Препринт WP15/2007/01  
Серия WP15  
Научные труды  
Лаборатории исследований рынка труда

И.О. Мальцева

## Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России?

Выпускающий редактор *А.В. Заиченко*  
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

ЛР № 020832 от 15 октября 1993 г.  
Отпечатано в типографии ГУ ВШЭ с представленного оригинал-макета.  
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 3,1.  
Усл. печ. л. 2,8. Заказ № . Изд. № 816.

ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3  
Типография ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3

Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок

---

---

Для заметок

---

---



Для заметок

---

---