



**ИНВЕСТИЦИИ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В
ПЕРЕХОДНЫЙ ПЕРИОД В РОССИИ**

Дарья Нестерова
Клара Сабирьянова

микроэкономика 2 (поведение домохозяйств)

Российская программа экономических исследований

Дарья Нестерова
Клара Сабирьянова

ИНВЕСТИЦИИ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В ПЕРЕХОДНЫЙ ПЕРИОД В РОССИИ

научный доклад № 99/04
декабрь 1998

Доклад публикуется в рамках направления микроэкономика 2 (поведение домохозяйств).

РПЭИ не несет ответственности за взгляды, высказанные авторами этого доклада. РПЭИ публикует разные точки зрения на экономическую политику, сохраняя нейтральную позицию.

Данный проект реализован при поддержке Российской программы Консорциума экономических исследований и образования Фонда Евразия (грант № 97-206).

Мы глубоко признательны Т.Боери, Дж.Эрлу, Б.Икесу, С.Коммандеру, М.Любьовой и М.Соллогубу за полезные советы и замечания, высказанные ими в ходе летних и зимних семинаров программы EERC в 1997 и 1998 гг. Наша особая благодарность И. Мальцевой за ее помощь в исследованиях и техническом оформлении проекта.

© РПЭИ/Фонд Евразия

декабрь 1998

Аннотация

ИНВЕСТИЦИИ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В ПЕРЕХОДНЫЙ ПЕРИОД В РОССИИ

В статье рассматривается влияние инвестиций в человеческий капитал на дифференциацию заработков индивидов и возможности их занятости. Показывается, что отход от планово-централизованных методов регулирования заработной платы в начальный период реформ (1992 – 1994 гг.) привел к росту доходов, обусловленных более высоким уровнем образования индивидов. Однако, структурные сдвиги в экономике выявили несоответствие уровня образования, накопленного профессионального опыта и навыков структуре спроса, предъявляемого рынком труда в современных условиях. Эта диспропорция обусловила понижательную тенденцию норм отдачи от инвестиций в образование и профессиональный опыт в переходной экономике. В статье доказывается, что в условиях переходной экономики на дифференциацию заработной платы оказывают влияние не столько индивидуальные характеристики работников, в частности, уровень образования и накопленный профессиональный опыт, сколько характеристики предприятия, на котором занят индивид (принадлежность к той или иной отрасли, позиции на местном рынке труда), а также региональные факторы. Вместе с тем, обосновывается, что более образованные индивиды имеют как меньший риск потери работы, так и более высокую вероятность получения работы, что повышает значимость инвестиций в образование.

Классификация журнала экономической литературы:

J24, J41, J60, J64, O15, P24, P52

Ключевые слова:

Человеческий капитал, функции заработной платы, отдача от образования, отдача от профессионального опыта, профили «заработки–возраст–образование», потоки на рынке труда, безработица, переходная экономика.

Нестерова Дарья Владимировна

профессор, доктор экономических наук

Экономический факультет

Уральский государственный университет

Екатеринбург, 620083, пр. Ленина, 51

Тел./факс: (3432) 55-21-65

E-mail: Daria.Nesterova@usu.ru

Сабирьянова Клара Захаровна

доцент, кандидат экономических наук

Экономический факультет

Уральский государственный университет

Екатеринбург, 620083, пр. Ленина, 51

Тел./факс: (3432) 55-21-65

E-mail: Klara.Sabirianova@usu.ru,

kzsabi0@pop.uky.edu

ИНВЕСТИЦИИ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В ПЕРЕХОДНЫЙ ПЕРИОД В РОССИИ

ОГЛАВЛЕНИЕ:

ЧАСТЬ 1. ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ПРОЕКТА	5
Постановка проблемы, цели и задачи исследования	5
Состояние разработки проблемы (обзор литературы)	6
Информационная база исследования	7
Характеристика переменных	8
Структура выборки	9
ЧАСТЬ II. ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА НОРМ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ	10
Нормы отдачи от инвестиций в человеческий капитал в советский период	10
Нормы отдачи от инвестиций в образование	11
Экономическая выгодность профессионального опыта и специфического человеческого капитала	15
Функции заработной платы с учетом характеристик фирмы и региона	16
Расширенная функция заработной платы	19
ЧАСТЬ III. ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ И ИЗМЕНЕНИЯ В ЗАНЯТОСТИ	21
Введение	21
Образование и безработица: вопросы теории	23
Динамические потоки на рынке труда в зависимости от уровня образования	24
Образование и вероятность перехода в категорию безработных	28
Корректировка норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал с учетом уровня безработицы	32
Корректировка норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал с учетом ошибки выборки	33
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	35
БИБЛИОГРАФИЯ	37
ПРИЛОЖЕНИЯ	39

ЧАСТЬ 1. ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА ПРОЕКТА

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ, ЦЕЛИ И ЗАДАЧИ ИССЛЕДОВАНИЯ

В современных условиях конкурентные преимущества экономики, возможности ее модернизации напрямую определяются накопленным в стране и задействованным (реализованным) человеческим капиталом. Именно люди с их образованием, квалификацией, профессиональным опытом определяют возможности и границы необходимых перемен. Из этого следует, что приоритетными источниками экономической динамики становятся инвестиции в человека.

Это тем более актуально для российской экономики, переживающей процесс трансформации. В силу тех принципов, которые лежали в основе организации заработной платы и методов управления трудовыми отношениями, в дореформенный период заработная плата слабо коррелировала с уровнем образования и другими индивидуальными характеристиками работника. К тому же существовавшую в России систему образования и подготовки кадров отличали, с одной стороны, направленность на профессионально-техническое обучение и подготовку квалифицированных рабочих для отраслей материального производства, а с другой, - преимущественная ориентация на узкие профессионально-специализированные области, что приводило к формированию узкоспециализированной рабочей силы, к привязанности работника к своему рабочему месту и к специальности. Поэтому хотя общий уровень образования и подготовки работников может быть оценен как достаточно высокий, тем не менее, он не обеспечивает индивидам в необходимом объеме, определяемом требованиями рыночной экономики, возможности мобильности и адаптации на рынке труда. Налицо несоответствие структуры имеющегося образовательного потенциала как по объему, так и по качеству структуре спроса, предъявляемого рынком труда в современных условиях.

Императивом преодоления указанных противоречий и диспропорций является определение путей формирования и использования человеческого капитала в России, оценка перспектив его развития. Особую значимость при этом приобретает изучение экономических мотивов выбора, осуществляемого индивидом при формировании человеческого капитала, при принятии им инвестиционных решений.

Актуальность перечисленных вопросов, их недостаточная разработанность применительно к условиям трансформируемой экономики обусловили выбор темы, цели и задачи исследования.

Целью исследования является теоретический и эмпирический анализ факторов, влияющих на уровень и динамику заработной платы, через оценку норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал в современной российской экономике.

Достижению этой цели подчинены следующие задачи исследования:

1. Дать эконометрическую оценку стандартного уравнения заработной платы для определения частных норм отдачи от инвестиций в образование, профессиональную подготовку и накопление профессионального опыта.
2. Провести сравнительный анализ экономической выгодности инвестиций в человеческий капитал по отдельным профессиональным и демографическим группам, отраслям экономики и типам предприятий за период 1992 - 1996 гг.
3. Рассмотреть воздействие сокращения совокупного спроса в переходный период на экономическую выгодность инвестиций в человеческий капитал.
4. Изучить влияние уровня образования на предложение труда и изменения в уровне занятости, на вероятность перехода индивида в категорию безработных и эффективность поиска работы.
5. Проанализировать влияние уровня образования на динамические потоки на российском рынке труда, перемещения индивидов между состояниями занятости, безработицы и экономической пассивности.
6. Измерить экономическую выгодность инвестиций в человеческий капитал с учетом уровня безработицы и ошибки выборки.

СОСТОЯНИЕ РАЗРАБОТКИ ПРОБЛЕМЫ (ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ)

Взгляд на производительные способности личности как на результат инвестирования, форму накопления человеческого капитала, некий запас, способный приносить доход, впервые был представлен в работах В.Петти, А.Смита, А.Маршала. Уже тогда признавалась экономическая значимость инвестиций в образование. В начале XX в. российский экономист С.Г.Струмилин и англичане Л.Дублин и А.Лотка представили первые эмпирические исследования экономической выгоды инвестиций в образование, используя процедуру дисконтированных заработков.

Однако интенсивная разработка концепции человеческого капитала началась в 50-60-е годы, толчком к чему послужили эмпирические результаты, полученные Т.Шульцем (1961, 1971), Э.Денисоном (1962), Дж.Кендриком и другими экономистами, статистически доказавшими влияние “прогресса знаний”, “скрытых капиталовложений” на производительность и экономический рост. Важное место принадлежит также исследованию Дж.Минцера (1958), который одним из первых применил концепцию производительных способностей индивида непосредственно к анализу проблемы распределения доходов и использовал стандартную функцию заработной платы для определения норм отдачи от инвестиций в образование. Отмеченные подходы были объединены и организованы в мощную теоретическую структуру Г.Беккером (1964), работа которого, до сих пор будучи наиболее фундаментальной, легла в основу современной концепции человеческого капитала, способствовала появлению огромного количества исследований по проблеме человеческого капитала.

К сожалению, отсутствие в советский период доступной и качественной информации об индивидуальных решениях, принимаемых экономическими агентами по поводу формирования человеческого капитала, не позволяло российским ученым использовать уже разработанные инструменты анализа для исследования того, каким образом инвестиции в человеческий капитал влияют на дифференциацию заработной платы индивидов, какова их экономическая выгода. Большинство ранних работ, посвященных изучению советского рынка труда и человеческого капитала, были выполнены на базе статистических данных, характеризующих макроэкономические процессы в целом, функционирование экономики либо на национальном, либо на региональном уровне.

Ситуация стала меняться с появлением результатов микроисследований, в частности, опроса бывших советских граждан, эмигрировавших в США в 1979 - 1982 гг. Данные этого опроса были использованы П.Грэгори и Дж.Колхэйз в 1988 г. для изучения факторов, влияющих на дифференциацию заработной платы в Советском Союзе. Опубликованные ими результаты в некоторой части оказались схожими с теми, которые были получены ранее применительно к условиям США. Вместе с тем они были существенно другими, поскольку несли в себе влияние политических факторов, которые влияли на поведение экономических агентов. Данные этого опроса послужили основой для исследования П.Грэгори и И.Коллиером (1988) факторов, воздействующих на безработицу в Советском Союзе, а также были проанализированы П.Грэйзером (1988) для моделирования процесса формирования человеческого капитала в центрально-управляемой экономике.

Перечисленные работы представляют несомненный интерес. Будучи посвященными анализу ситуации, сложившейся в 80-е годы в СССР, они служат хорошей основой для проведения сравнительного исследования тенденций и закономерностей формирования человеческого капитала.

В 90-е годы, после распада Советского Союза и с активизацией процесса перехода к рыночной экономике, появляется ряд исследований, направленных на изучение российского рынка труда, факторов детерминации заработной платы, уровня жизни домашних хозяйств. Эмпирической базой некоторых из них служат данные, полученные в первых раундах Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ) граждан России (1992 - 1993 гг.)¹. Так, например, в работе М.Фолея (1995) рассматривается движение рабочей силы между различными состояниями рынка труда в период с 1992 по 1993 гг. А.Невель и Б.Рейли (1996) представляют оценки стандартного уравнения заработной платы и определяют гендерные различия в заработной плате применительно к условиям России в 1992 г. На основе данных РМЭЗ Т.Мроз и Б.Попкин (1995) исследуют разные подходы к оценке уровня бедности домашних хозяйств в России. Отметим, что пока нет опубликованных результатов исследований по указанным направлениям, которые использовали бы данные последующих раундов РМЭЗ (1994 - 1996 гг.).

Нельзя не обратить внимание на целый ряд работ, рассматривающих проблемы рынка труда, структуры заработной платы и факторов, ее определяющих, в других восточно-европейских странах с переходной экономикой. В исследовании З.Саковой (1996) анализируются изменения факторов, оказывающих влияние на заработную плату, роль образования и профессионального опыта в приросте заработков в Чехии и Словакии. Оценки норм отдачи от инвестиций в образование и в профессиональный опыт применительно к условиям Словении выполнены П.Ораземом и М.Водопивекем (1994). Анализ факторов, определяющих заработную плату в Венгрии, представлены в работе Дж.Колло (1996), а применительно к условиям Румынии - в исследовании Дж.Эрла и Г.Опреску (1993). Все перечисленные результаты образуют хорошую основу для сравнительного исследования процессов формирования человеческого капитала в различных переходных экономиках.

ИНФОРМАЦИОННАЯ БАЗА ИССЛЕДОВАНИЯ

Информационной базой для данного исследования послужили первичные результаты Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения¹ (РМЭЗ), серии общенациональных репрезентативных опросов, проводившихся в 1992-1996 гг. С целью систематического наблюдения воздействия российских реформ на динамику экономического благосостояния домохозяйств и отдельных индивидов.

База данных РМЭЗ представляет результаты двух панельных опросов свыше 10 тысяч человек за 1992 - 1993 (раунды 1 - 4) и 1994 - 1996 (раунды 5 - 7) годы. Информация, собранная в РМЭЗ, касается размеров, источников и структуры доходов и расходов домохозяйств, занятости, распределения времени, уровня образования, состояния здоровья и других характеристик (всего свыше 500 переменных).

В данном исследовании используются результаты опросов только четырех раундов: 1, 5, 6 и 7. Раунд 1 охватывает 6500 случайно отобранных домашних хозяйств России, опрошенных в июле - ноябре 1992 г. Он включает необходимую информацию для оценки уравнений заработной платы, которая, в свою очередь, может служить базой сравнения для последующих оценок. Однако для исследования более важны раунды 5 - 7, проводившиеся в 1994 - 1996 гг., в ходе которых были обследованы одни и те же домашние хозяйства. Результаты этого панельного исследования позволяют проследить изменения в отдаче человеческого капитала и в факторах, определяющих заработки в период реформирования экономики России.

Вместе с тем трансформационный спад российской экономики и наличие глубоких различий в экономическом положении отдельных отраслей делают принципиально важным другой аспект анализа детерминант, влияющих на дифференциацию заработной платы, а именно тех из них, которые лежат на стороне спроса на труд. Для анализа этих факторов необходима информация относительно специфических характеристик индивидов, которые определяются их занятостью, в частности, принадлежностью к тому или иному предприятию, отрасли и которые, повторим, в свою очередь могут быть весьма значимыми с точки зрения их влияния на дифференциацию заработков индивидов.

Отметим в этой связи, что база данных РМЭЗ содержит ряд сведений относительно занятости респондентов. Так, например, в анкете присутствуют вопросы: "На каком предприятии Вы работаете?"; "Чем это предприятие занимается?"; "По какой профессии Вы работаете?"; "Кем Вы работаете?" "Что Вы в основном делаете на работе?"; "Что входит в Ваши основные обязанности?".

Ответы на эти вопросы позволили идентифицировать профиль предприятия и его принадлежность к конкретной отрасли, осуществив, тем самым, "привязку" индивида к отрасли. Выполненная кодировка отраслей (за базу была взята пятизначная система ОКОНХ) охватила в результате широкий круг предприятий, на которых занято 95% респондентов, участвовавших в исследовании 1994 - 1996 гг.

В результате проведенной работы по идентификации предприятий и отраслей было обнаружено, что различные респонденты, работающие на одном предприятии, часто дают разные ответы на вопросы о времени возникновения предприятия, численности работающих, форме собственности. Все противоречивые ответы, касающиеся предприятия, были проверены и уточнены.

Тем самым были созданы условия для изучения факторов, влияющих на дифференциацию заработной платы, но относящихся не к характеристикам работника, а к характеристикам предприятия и отрасли, на которых он занят. В результате возможности оценки норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал были

¹ Специально для проведения серии общенациональных опросов была разработана первая репрезентативная выборка домашних хозяйств Российской Федерации. Она основывалась на стратифицированном, трехступенчатом, кластеризованном отборе по адресам. Более подробно о технологии выборки см.: Swafford M., etc. Sample of the Russian Federation Rounds V, VI, and VII of the Russian Longitudinal Monitoring Survey. Technical Report. March, 1997

существенно расширены за счет таких переменных, как форма собственности предприятия, его отраслевая принадлежность и доля фирмы на рынке труда.

В табл. А1.1 представлены сравнительные данные о распределении населения по отдельным сферам занятости, полученные по результатам опроса РМЭЗ и данным Госкомстата. Они демонстрируют основные различия в отражении отраслевой структуры занятости в базе данных РМЭЗ, с одной стороны, и в источниках Госкомстата, - с другой. Можно заметить, что сведения, полученные из РМЭЗ, сопоставимы с аналогичными показателями Госкомстата. По сравнению с данными Госкомстата, в РМЭЗ доля респондентов, занятых в торговле и коммерции, несколько больше, а доля респондентов, занятых в сельском и лесном хозяйстве, несколько меньше.

ХАРАКТЕРИСТИКА ПЕРЕМЕННЫХ

Традиционно нормы отдачи от инвестиций в человеческий капитал рассчитываются на базе стандартного уравнения заработной платы Дж. Минцера (1974). Здесь заработки индивида выступают в качестве зависимой переменной и представлены в логарифмической форме для сопоставления полученных оценок с аналогичными по другим странам.

Следует отметить, что характерными чертами переходной экономики России являются значительные масштабы вторичной занятости, неденежные формы заработной платы, задолженности (задержки с выплатой) по зарплате и высокий уровень инфляции. В этих условиях реальные заработки индивидов, участвующих в опросах в 1994 - 1996 гг. (раунды 5-7), измерялись следующими тремя способами:

1. логарифм ежемесячных заработков, полученных в форме заработной платы, премий, страховок, доходов от собственности, прибыли по основному месту работу;
2. логарифм ежемесячных совокупных заработков, полученных: а) в форме заработной платы, бонусов, премий, страховых сумм, доходов от собственности, прибыли по основному и дополнительному местам работы; б) в форме товаров, продуктов, предметов потребления и т.п.; в) в форме ежемесячных доходов от индивидуальной экономической деятельности (самозанятости);
3. логарифм ежемесячных заработков (в денежной и неденежной формах) по основному месту работы, включая задержанную заработную плату, которая по разным причинам не была выплачена в срок².

Добавим также, что, к сожалению, данные РМЭЗ не содержат информации относительно размера заработной платы, получаемой респондентами в соответствии с трудовым соглашением (контрактом), тогда как именно эти сведения больше подошли бы для оценки стандартного уравнения заработной платы. Масштабы задолженности по зарплате, нерегулярность ее выплат приводят к тому, что реально полученная респондентом заработная плата существенно отличается от контрактной.

Поскольку высокий уровень инфляции за время проведения опроса мог стать источником серьезной ошибки при измерении реальных заработков, для их коррекции и приведения к сопоставимому уровню был использован ежемесячный индекс роста цен (для 1992 и 1994 гг.)³. Подобного рода корректировки при определении реальных заработков, полученных индивидами в 1995 - 1996 гг., не проводились. Основаниями для этого послужило то, что большая часть респондентов (75%) опрашивалась в течение одного месяца, и индекс роста цен был относительно ниже (в ноябре 1995 г. он составил 4,5%, в ноябре 1996 г. - 1,9%). Не менее существенно и то, что попытка учесть уровень инфляции в течение двухмесячного периода опроса может создать дополнительные ошибки в измерении. Так, реальные заработки индивидов, опрошенных в конце второго месяца, будут "недооценены" по сравнению с заработками тех респондентов, которые были опрошены в конце первого месяца.

Укажем также, что полученная для условий России с помощью стандартного уравнения заработной платы оценка может быть искажена в силу существенных региональных различий в уровне цен и доходов. Чтобы

² Заметим, что перечень вопросов анкеты для опроса домашних хозяйств в 1992 г. был другим по сравнению с последовавшей за тем серией. В частности, он не содержал информации относительно задолженности по заработной плате. Вот почему для определения величины заработков, полученных индивидами в 1992 г., используются следующие два способа: 1) логарифм ежемесячных заработков, полученных по основному месту работу в соответствующий месяц (после уплаты налогов), не включая пенсии, бонусы, трансферты и субсидии; 2) логарифм ежемесячных совокупных заработков в форме: а) заработной платы и премий по основному месту работы; б) дополнительных заработков на других рабочих местах, включая премии, субсидии и трансферты; в) доходов от индивидуальной экономической деятельности (самозанятости).

³ Индекс потребительских цен в 1992 г. (для пяти месяцев, в течение которых осуществлялся опрос) составил: в июле - 10,6, августе - 8,6, сентябре - 11,5, октябре - 22,9, ноябре - 26,1; в 1994 году (для трех месяцев, в течение которых осуществлялся опрос): в ноябре - 14,6, декабре - 16,4, январе - 17,8 (См.: Обзор российской экономики. Основные тенденции развития. 1996. Вып. 3).

элиминировать указанные региональные различия, нами была использована процедура дефлирования зарплат индивидов путем применения региональных дефляторов, любезно предоставленных профессором С. Коммандером.

Другими переменными в стандартной модели человеческого капитала являются: число лет обучения (или уровень образования), потенциальный опыт на рынке труда и профессиональный опыт на данном рабочем месте (с данным работодателем).

1. Переменная SCH обозначает число лет обучения, скорректированных по достигнутому уровню образования. Иными словами, каждому уровню образования соответствует среднее число лет обучения: начальное и неполное среднее образование (8 лет и менее), полное среднее образование (10 лет), профессионально-техническое обучение со средним образованием (11,5 лет), среднее специальное (13 лет), законченное высшее (15 лет) и послевузовское (аспирантура) образование (18 лет).
2. Переменная EXP характеризует потенциальный опыт на рынке труда. Поскольку данные РМЭЗ не позволяют определить реальный стаж работы непосредственно из ответов респондентов, профессиональный опыт работы выводится как величина, зависящая от возраста работника, числа лет образования и количества лет дошкольного возраста: $EXP = Age - SCH - 6$, где Age - возраст респондента.
3. Переменная TEN обозначает "специфический человеческий капитал" или профессиональный опыт, накопленный на данном рабочем месте, с данным работодателем, и рассчитывается на основе ответа на вопрос "с какого времени (укажите год и месяц) Вы работаете на этом месте".

СТРУКТУРА ВЫБОРКИ

Численность опрошенных респондентов отличалась по раундам. Например, в раунде 1 было опрошено 12980 взрослых респондентов, тогда как в раунде 7 - только 8342. В зависимости от целей проекта нами были использованы различные выборки.

1. Поскольку основное внимание в нашем исследовании сосредоточено на изучении характеристик занятого населения, то первоначально в выборке было оставлено примерно 5000 респондентов, имеющих работу.
2. Чтобы оценить уравнения заработной платы, из выборки, объединяющей занятых, были исключены те, у кого не было полного набора переменных, требуемых для целей исследования⁴. В результате, в итоговой выборке были оставлены 60% респондентов, имеющих работу. Описание базовых переменных, представленное в табл. А1.2, показывает, что различия в характеристиках переменных в "первоначальной" и "итоговой" выборках занятого населения незначительны. Как видим, итоговая выборка, предназначенная для целей исследования, имеет практически ту же структуру респондентов по возрасту, полу, уровню образования и профессиональным занятиям.
3. В третьей части проекта, где анализируются динамические потоки на рынке труда и переходы индивидов между различными категориями занятости в период 1995- 1996 гг., первоначальная выборка была также скорректирована. В нее были включены только взрослые респонденты 16 лет и старше, которые принимали участие в обоих опросах как в 1995 (раунд 6), так и в 1996 г. (раунд 7). Их общая численность составила 6666 человек из 8587 взрослых респондентов, ответивших на вопросы раунда 6.

⁴ Объединенный файл, состоящий из трех баз данных по раундам 5 - 7, был проверен на предмет, согласуются ли характеристики индивидов, заявленные ими в предыдущих раундах, с их собственными характеристиками, объявленными в последующих раундах. Респонденты, у которых были выявлены противоречивые данные по основным индивидуальным характеристикам, таким как возраст, пол, уровень образования, были также исключены из выборки.

ЧАСТЬ II. ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА НОРМ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ

Эта часть исследования нацелена на определение норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал в течение всего периода трансформации экономики России. Это предполагает, что 1) в качестве исходного принят уровень отдачи от инвестиций в человеческий капитал в советский период; 2) оценку стандартного уравнения заработной платы для анализа динамики норм отдачи от инвестиций в образование, потенциальный опыт на рынке труда и специфический человеческий капитал в переходной экономике; 3) изучение роли таких факторов, как принадлежность индивида к определенному предприятию и отрасли, в дифференциации заработной платы; 4) анализ расширенной модели стандартного уравнения заработной платы путем включения в него трех типов детерминант, влияющих на дифференциацию заработков: различия в индивидуальных характеристиках, региональные различия, различия между предприятиями (форма собственности, отрасль, степень влияния на местный рынок труда).

НОРМЫ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ В СОВЕТСКИЙ ПЕРИОД

Социалистическая система оплаты труда базировалась на концепции государственной собственности на рабочую силу. В границах этой концепции предполагалось, что 1) государство финансирует подготовку рабочей силы в нужном объеме и нужного качества; 2) централизованно распределяет ее по отраслям и сферам занятости; 3) поскольку все результаты производства принадлежат государству, оно же определяет размер номинальной (через систему должностных окладов, ставок и тарифов) заработной платы и реальных доходов (через государственное регулирование системы цен на товары и услуги).

Данный подход теоретически обосновывал планово-централизованную систему регулирования трудовых отношений и установления уровня заработной платы через такие инструменты, как тарифная система, региональные коэффициенты, распределение социальных благ и услуг. С помощью этих инструментов государство привлекало рабочую силу в приоритетные, с политической точки зрения, предприятия и регионы. Связь между заработной платой и трудовыми усилиями становилась слабее и по мере этого усиливались «неформальные» стимулы к труду.

Таким образом, централизованно-управляемая система организации заработной платы не предполагала тесной взаимосвязи результатов труда, обусловленных уровнем образования, и его оплаты, то есть, другими словами, в ней были заложены основы для низких норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал. Это и подтвердили результаты исследований, проведенных П.Грэйзером, а также П.Грэгори и Дж.Колхэйз в конце 80-х годов. Анализируя факторы, определяющие величину и динамику заработков работников, по результатам опроса бывших советских граждан, эмигрировавших в США в период с 1979 по 1982 гг., они пришли к следующим выводам.

1. Норма отдачи от инвестиций в образование для советских работников была низкой; только законченное высшее образование обеспечивало положительную норму отдачи (П.Грэгори и Дж.Колхэйз, 1988). По оценкам, опубликованным П.Грэйзером, норма отдачи от инвестиций в образование варьировалась от 2,3% для общего среднего до 5,0% для высшего специального образования.
2. Различия в оплате труда между мужчинами и женщинами составляли приблизительно 20%, при условии, что устранено влияние всех других наблюдаемых характеристик индивида, в том числе места работы и профессии респондента. Без учета профессии респондента заработки, получаемые женщинами, оказывались на 22-29% меньше, чем у мужчин.
3. Отдача от потенциального опыта на рынке труда была низкой по сравнению с оценками, полученными для условий США: П.Грэгори, к примеру, определил, что норма отдачи от каждого дополнительного года работы составляет 2 – 3%.

Результаты исследования, полученные на основе данных РМЭЗ за 1992 г., также свидетельствуют об относительно невысоких нормах отдачи от инвестиций в образование в начальный период реформ⁵, что, как справедливо заметили А.Невель и Б.Рейли (1996), отразило последствия уравнительной политики распределения и прежней системы организации заработной платы.

В настоящее время, когда прежние принципы построения заработной платы перестали существовать, вполне правомерно ожидать повышения частных норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал. В то же самое

⁵ Относительно невысокие нормы отдачи от инвестиций в образование были получены также в ходе исследований, проведенных в ряде восточно-европейских стран. Например, см. J.Rutkowski (1997), P.Orazem, M.Vodopivec (1995), R.Flanagan (1995), J.Vecernic (1995)

время, обесценение накопленного человеческого капитала, имеющегося опыта и умений, что естественно в условиях перехода к принципиально новой системе регуляторов, рост уровня безработицы и дискриминации на рынке труда могут вести к противоположным, в частности, понижающимся, тенденциям в динамике норм отдачи в условиях переходной экономики.

НОРМЫ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ОБРАЗОВАНИЕ

Традиционно оценка экономической выгодности вложений в человеческий капитал проводится на основе стандартного уравнения заработной платы Дж. Минцера:

$$\ln W = b_0 + b_1 \times SCH + b_2 \times EXP + b_3 \times EXP^2 + b_4 \times TEN + b_5 \times TEN^2 + e.$$

Зависимая переменная - логарифм заработной платы - принимает три значения: а) логарифм ежемесячной заработной платы, полученной по основному месту работы в соответствующий месяц; б) логарифм ежемесячных совокупных заработков, полученных по основному и дополнительным местам работы; в) логарифм ежемесячной выплаченной и задержанной заработной платы по основному месту работы.

Коэффициент при переменной SCH (b_1) представляет собой оценку нормы отдачи от инвестиций в образование, которая предполагается постоянной в данной модели. Выпуклость наблюдаемых профилей заработной платы схватывается через квадратичное выражение профессионального опыта. В этом случае коэффициенты b_2 и b_3 при переменных EXP и EXP² имеют положительный и отрицательный знак соответственно. Коэффициенты при переменных TEN и TEN² (b_4 и b_5) выражают норму отдачи от инвестиций в специфический человеческий капитал или профессиональный опыт, накопленный на данном предприятии⁶.

Для определения нормы отдачи от инвестиций в различные уровни образования нами было использовано уравнение заработной платы вида:

$$\ln W = b_0 + b_1 \times UNIV + b_2 \times TECH + b_3 \times PTU + b_4 \times SEC + b_5 \times EXP + b_6 \times EXP^2 + b_7 \times TEN + b_8 \times TEN^2 + e,$$

где переменные UNIV, TECH, PTU, SEC обозначают получение индивидами соответственно ступеней высшего специального, среднего специального, профессионально-технического и общего среднего образования. При этом неполное среднее образование рассматривается в качестве базовой переменной.

Оценка функций заработной платы позволяет определить нормы отдачи от инвестиций в образование, профессиональный опыт и специфический человеческий капитал. В табл. А2.1– А2.6 представлены эмпирические результаты регрессионного анализа факторов, детерминирующих уровень реальных заработков в России в период 1992 – 1996 гг.

Регрессионный анализ уравнения заработной платы, выполненный на основе данных РМЭЗ за 1994-1996 гг., показывает, что норма отдачи от инвестиций в образование (представлена регрессионным коэффициентом при SCH) составила 6-8% прироста заработной платы на каждый дополнительный год образования. Этот показатель вырос не только по сравнению с советским периодом, но и относительно начала процесса реформ (1992 г.). Тем самым подтверждается гипотеза о том, что либерализация экономики и децентрализация регулирования заработной платы способствуют росту частных норм отдачи от инвестиций в образование.

Об этом же свидетельствуют результаты, полученные исследователями по другим восточно-европейским странам с переходной экономикой (табл. 2.1).

⁶ Переменная TEN, обозначающая количество лет работы респондента с одним и тем же работодателем, определялась по ответу на вопрос: "С какого года и месяца Вы работаете на этом рабочем месте?"

Таблица 2.1

**Нормы отдачи от инвестиций в образование в странах
с переходной экономикой, 1987 – 1996 гг.**

Выборочные исследования	Переменные	Нормы отдачи (оценки методом наименьших квадратов)	
		Дореформенный период	Трансформационный период
Я.Рутковски (Польша)	Количество лет обучения	0.05 (1987)	0.07-0.079 (1992) 0.07-0.078 (1995-96)
Дж.Вечерник (Чехия)	Количество лет обучения	Муж. 0.040 (1988) Жен. 0.057 (1988)	Муж. 0.053 (1992) Жен. 0.067 (1992)
П. Оразем и М.Водопивек (Словения)	ПТУ	0.163 (1987)	0.201 (1991)
	Средняя школа	0.319 (1987)	0.406 (1991)
	ВУЗ	0.715 (1987)	0.943 (1991)

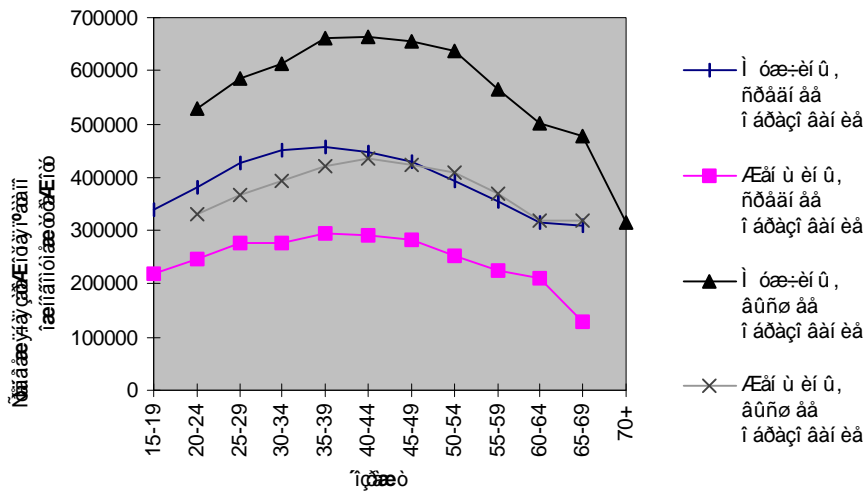
Доказательством того, что в России от уровня образования индивидов зависит размер заработка, служат рассчитанные и представленные нами профили “заработная плата–возраст–уровень образования” (рис. 2.1, 2.2). Они показывают, что средние заработки более образованных работников не только превышают средние заработки менее образованных, но и прирастают более быстрыми темпами.

Обратим внимание на то, что профили “заработная плата–возраст–уровень образования” у женщин и мужчин имеют сходную конфигурацию и характеризуют те же зависимости. Однако у женщин эти профили расположены значительно ниже, что свидетельствует о наличии дискриминационных различий в оплате труда.

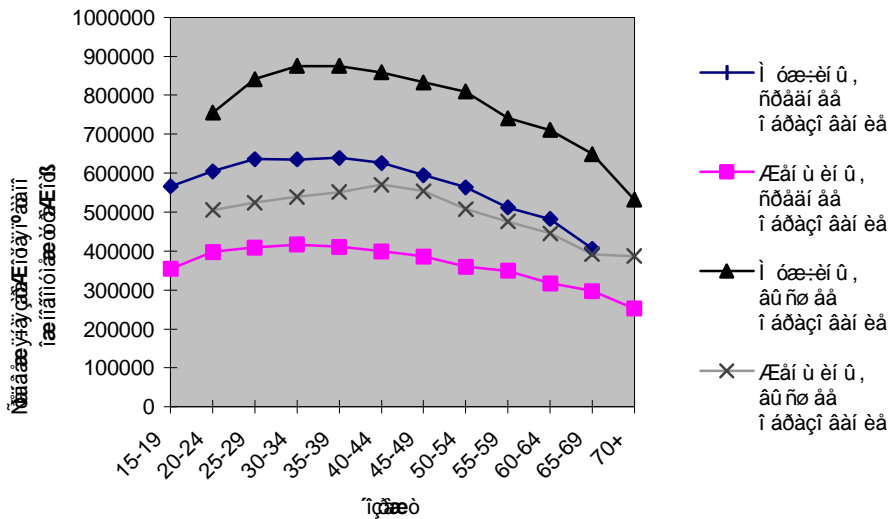
Отметим также, что данные табл. А2.7 подтверждают существование больших гендерных различий в нормах отдачи от инвестиций в образование. Хотя нормы отдачи от инвестиций в образование как в советский период, так и в начальный период реформ (1992 г.) у женщин были выше, чем у мужчин⁷, однако в последующие годы уменьшение норм отдачи от инвестиций в образование наблюдалось в большей мере у женщин, чем у мужчин. Этот вывод согласуется с гипотезой, выдвинутой Дж.Ораземом и М.Водопивеком (1995 г.). Суть ее в том, что трансформируемая экономика нивелирует различия в оценках рынком профессиональных характеристик мужчин и женщин. Оразем и Водопивек отметили, что если в дореформенный период женщины имели как более высокие предельные нормы отдачи от инвестиций в образование, так и более значительные нормы отдачи от профессионального опыта по сравнению с мужчинами, то в трансформируемой экономике структура заработков у мужчин и женщин становится схожей.

⁷ П.Грэйзер (1988) отмечает, что в советский период женщины имели относительно более высокую отдачу от образования. Это, на наш взгляд, объясняется тем, что в России мужчины имели больше возможностей для получения высокооплачиваемой работы, и это могло быть не связано с получением образования. Для женщин же инвестиции в образование были одним из немногих условий, обеспечивавших относительно приемлемый уровень заработной платы.

**Рис. 2.1. Профили “зарботки–возраст–уровень образования”:
гендерные различия, 1995 г.**

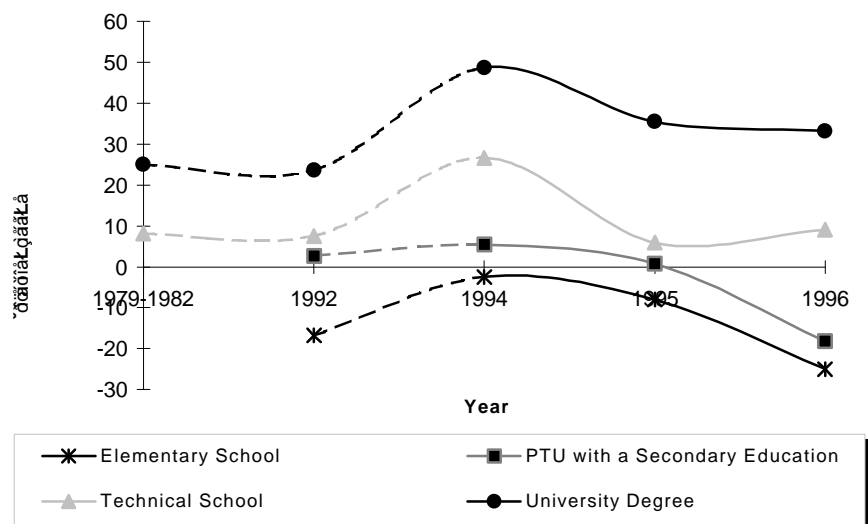


**Рис. 2.2. Профили “зарботки–возраст–уровень образования”:
гендерные различия, 1996 г.**



В то же время, данные, представленные в табл. А2.1 и на рис. 2.3, отчетливо демонстрируют постепенное уменьшение норм отдачи от инвестиций в образование в течение трех лет реформ: с 7,9 % в 1994 г. до 6,2 % в 1996 г. Краткосрочное это снижение или долгосрочное? Прежде всего обратим внимание на то, что, объясняя рост норм отдачи от инвестиций в образование дерегулированием трудовых отношений и снятием ограничений по установлению заработной платы, мы прогнозировали заметный сдвиг в динамике норм отдачи, что и подтвердили эмпирические расчеты. Вместе с тем, это еще не означает, что впоследствии нормы отдачи от инвестиций в образование должны постоянно расти.

Рис. 2.3. Различия в совокупных заработках мужчин в зависимости от уровня образования, %



Отметим в этой связи, что наблюдаемый в западных странах в 80-90-х годах рост норм отдачи от инвестиций в образование, как правило, объяснялся увеличением спроса на хорошо подготовленную и обученную рабочую силу. Однако это объяснение не отражает сложившееся положение в современной российской экономике, где спрос на квалифицированную рабочую силу уменьшается относительно спроса на неквалифицированную; в целом, есть все основания говорить о глубоких диспропорциях между структурой предлагаемых навыков и умений и структурой спроса на них. Как уже подчеркивалось, прежняя система образования была ориентирована на подготовку узких специалистов для конкретных отраслей, составлявших основу централизованно планируемой экономики советского типа. Неслучайно, что сформированные прежней системой образования и подготовки кадров навыки и умения не находят спроса в новых условиях. Вместе с тем почти 20% работников, имеющих высшее образование, представлены такими профессиями, как работники сферы услуг, сельского хозяйства, неквалифицированные рабочие и др., которые в большинстве своем не требуют образования такого уровня (табл. 2.2).

Таблица 2.2 Распределение работников по профессиям в зависимости от уровня образования, 1996 г.

Категория работников	Начальное	Среднее	ПТУ	Техническое	ВУЗ
Менеджеры-чиновники	0.17	0.52	0.62	1.06	2.95
Высококвалифицированные специалисты	0	4.33	2.15	15.66	59.54
Техники	7.56	10.55	7.85	30.64	14.96
Служащие	4.81	7.87	7.85	8.36	4.00
Работники сферы услуг	4.98	9.52	11.85	8.74	3.48
Агроспециалисты	1.37	0.78	0.77	0.29	0.32
Ремесленники и мастера	22.51	20.24	26.31	14.12	5.06
Квалифицированные рабочие	29.73	27.77	23.69	12.58	2.95
Разнорабочие	28.87	18.08	17.85	6.92	3.48
Военнослужащие	0	0.35	1.08	1.63	3.27

Источник: Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения.

Примечание: Затемненная область показывает работников тех профессий, которые не требуют высшего образования

Таким образом, сама структура качественных характеристик совокупной рабочей силы может обуславливать понижающую тенденцию в динамике частных норм отдачи от инвестиций в образование.

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ВЫГОДНОСТЬ ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ОПЫТА И СПЕЦИФИЧЕСКОГО ЧЕЛОВЕЧЕСКОГО КАПИТАЛА

Как показывает регрессионная оценка уравнения Дж. Минцера (см. табл. А2.1–А2.6), роль таких характеристик, как потенциальный опыт на рынке труда и специфический человеческий капитал, в определении заработной платы в России относительно низка по сравнению с другими странами. Так, норма отдачи от потенциального опыта на рынке труда составляет 1 - 3%; отдача от специфического человеческого капитала незначительна и статистически не значима.

Низкие оценки нормы отдачи от потенциального опыта на рынке труда и специфического человеческого капитала отражают высокую степень динамики тех изменений, которые претерпевает российская экономика, когда востребованными оказываются не накопленные в старой системе опыт и умения, а мобильность и адаптивность индивидов к изменяющейся ситуации. А потому более молодые, активные и мобильные индивиды более адекватны потребностям переходной экономики.

Если эта гипотеза верна, то следует ожидать, что отдача от потенциального опыта на рынке труда и специфического человеческого капитала будет заметнее и выше у тех работников, которые заняты на предприятиях в государственном секторе, тогда как в новом частном секторе следует ожидать незначительного эффекта от этих характеристик.

Таблица 2.3

Значения регрессионных коэффициентов при переменных, обозначающих профессиональный опыт и уровень образования, в зависимости от типа предприятия

Коэффициент	Вновь образован-ные	Приватизи-рованные	Государствен-ные	Коллектив-ные
EXP	0.021 (1.350)	0.031** (2.117)	0.029** (2.206)	0.023 (1.400)
EXP ²	-0.0003 (-0.998)	-0.0004 (-1.46)	-0.0007*** (-2.837)	-0.0005* (-1.685)
SCH	0.084*** (3.579)	0.054*** (2.586)	0.024 (1.327)	0.015 (0.599)

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости. В скобках - t-статистика. Таблица отражает результаты оценки методом наименьших квадратов (OLS) логарифмического уравнения почасовой заработной платы по основному месту работы. В регрессию также включены дамми-переменные, характеризующие пол респондента и год проведения опроса.

Проверка высказанного предположения осуществлялась на основе регрессионной оценки методом наименьших квадратов (OLS) логарифмических уравнений почасовой заработной платы по основному месту работы. Исследовались различные типы предприятий: вновь образованные (после 1990 г.), государственные, приватизированные и находящиеся в коллективной форме собственности (бывшие совхозы и колхозы).

Сравнительный анализ норм отдачи от профессионального опыта и образования (табл. 2.3.) доказывает выдвинутую нами гипотезу. Из данных таблицы видно, что именно в государственном секторе экономики, а также на приватизированных предприятиях (бывших государственных) наблюдается значимая оценка отдачи от накопленного опыта. Наоборот, на вновь образованных предприятиях, т. е. в молодом и быстро развивающемся частном секторе, норма отдачи от производственного опыта и стажа относительно мала.

В то же время на вновь образованных предприятиях наблюдается более высокая норма отдачи от инвестиций в образование (по сравнению с государственными и приватизированными предприятиями).

Этот вывод совпадает с результатами, которые получены в аналогичных исследованиях, выполненных в других странах с переходной экономикой. Так, Я.Рутковски (1997) обнаружил ту же самую тенденцию, рассчитав, что

каждый дополнительный год образования работников, занятых в частном секторе, обеспечивает им прирост нормы отдачи на один пункт выше, чем в государственном секторе.

Оценка профилей “заработная плата – возраст – уровень образования” также доказывает, что в новой рыночной экономике больше востребованы более молодые и активные индивиды. Если в 1992 г. пик в заработной плате достигался людьми в возрасте 40- 45 лет, то в 1995 - 1996 гг. - теми, кому было 30 - 35 лет. В США, например, средние заработки, полученные индивидами, растут до достижения ими 45-50-летнего возраста, тогда как в России, напротив, можно увидеть быстрое уменьшение заработков для людей среднего возраста.

Полученные нами оценки роли и значимости профессионального опыта и специфического человеческого капитала согласуются с исследованиями, выполненными в восточно-европейских странах. Норма отдачи от профессионального опыта имеет понижающую тенденцию в течение всего периода трансформации. Так, З.Сакова (1996) обнаружила ту же самую закономерность обесценения роли производственного стажа и профессионального опыта для Чехии и Словакии; а Я.Рутковски, уже применительно к условиям Польши (1997) писал: “Производственный опыт теряет свою значимость в определении уровня заработной платы. Отдача от каждого дополнительного года работы снизилась с более 3% в конце 80-х годов до менее чем 2% в начале 90-х”.

Однако мы полагаем, что это временная тенденция. Развитие рыночной экономики будет сопровождаться накоплением нового опыта и навыков, что и заставляет ожидать повышения норм отдачи от производственного опыта и специфического человеческого капитала в будущем. Последующие опросы РМЭЗ позволят проверить это предположение.

ФУНКЦИИ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ С УЧЕТОМ ХАРАКТЕРИСТИК ФИРМЫ И РЕГИОНА

Все приведенные ранее оценки функции заработной платы демонстрируют низкую объяснительную силу используемой нами модели, что, в свою очередь, позволяет сделать утверждение о значительной роли ненаблюдаемых факторов в качестве детерминант заработной платы в России. Обратим внимание, что показатель R^2 уменьшается на протяжении всего периода времени, по отношению к которому оцениваются уравнения. Это же отмечают в своих исследованиях Дж.Вечерник (1995) и З.Сакова (1996). Они обратили внимание на то, что такие индивидуальные характеристики, как пол работника, уровень его образования, в трансформируемых экономиках становятся менее значимыми при определении заработной платы.

Это позволяет нам предположить, что вместо личностных характеристик работников на величину их заработной платы оказывают влияние такие факторы, как особенности предприятий, рабочих мест и видов деятельности, а также местного рынка труда. Мы ожидаем, что в силу значительных различий в положении предприятий и особенностей локальных рынков труда межфирменная вариация окажется более значимой в детерминации заработной платы.

Чтобы сравнить роль межфирменной и внутрифирменной вариации в детерминации заработной платы, потребовалось создать подвыборку, в которую вошли респонденты, работающие на предприятиях, на каждом из которых заняты, по крайней мере, четыре респондента, действительно получавших в течение последнего месяца заработную плату по основному месту работы.

Далее мы оценили три логарифмические функции почасовой заработной платы индивида: 1) стандартное уравнение, включающее только индивидуальные характеристики индивида (пол, уровень образования, накопленный потенциальный опыт); 2) уравнение заработной платы с фиксированными межфирменными различиями, т. е. уравнение с набором дамми-переменных, характеризующих влияние каждой отдельной фирмы на часовые заработки; 3) уравнение заработной платы с учетом индивидуальных характеристик и дамми-переменных для каждой фирмы (табл. 2.4).

Таблица 2.4

**Оценка функций заработной платы с учетом фиксированного фирменного эффекта
(ограниченная выборка), 1994 – 1996 гг.**

Показатель	Стандартное уравнение заработной платы	Чистый эффект фирмы	Уравнение заработной платы с учетом эффекта фирмы
MALE (респондент мужского пола)	0.170*** (3.280)		0.165*** (3.747)
SCH	0.074*** (6.285)		0.039*** (3.912)
EXP (потенциальный опыт на рынке труда)	0.018** (2.349)		0.027*** (4.105)
EXP ²	-0.000** (-2.085)		-0.001*** (-3.730)
YEAR95 (наблюдения относятся к 1995 г.)	-0.236*** (-3.939)	-0.264*** (-5.017)	-0.027*** (-5.156)
YEAR96 (наблюдения относятся к 1996 г.)	-0.229*** (-3.624)	-0.295*** (-5.184)	-0.298*** (-5.317)
Константа	1.646*** (10.009)	2.793*** (81.629)	1.965*** (13.931)
Характеристика предприятия (135 предприятий)		F(134, 1679) = 9.543	F(134, 1675) = 9.396
Число наблюдений N=1816	R ² =0.046	R ² =0.438	R ² =.455

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

Показатель R² в уравнении с фиксированным фирменным эффектом говорит о том, что 43,8% совокупной вариации в заработной плате вызвано межфирменными различиями, тогда как роль индивидуальных характеристик в определении заработной платы малозначима, независимо от того, взяты ли они отдельно или вместе с характеристиками фирмы.

Таблица 2.5

**Оценка функции заработной платы с учетом регионального эффекта
(ограниченная выборка), 1994 – 1996 гг.**

Показатель	Стандартное уравнение заработной платы	Чистый эффект региона	Уравнение заработной платы с учетом эффекта региона
MALE	0.170*** (3.280)		0.193*** (4.389)
SCH	0.074*** (6.285)		0.031*** (2.987)
EXP	0.018** (2.349)		0.028*** (4.332)
EXP ²	-0.000** (-2.085)		-0.001*** (-4.291)
YEAR95	-0.236*** (-3.939)	-0.255*** (-4.861)	-0.255*** (-4.935)
YEAR96	-0.229*** (-3.624)	-0.267*** (-4.791)	-0.269*** (-4.880)
Константа	1.646*** (10.009)	2.782*** (80.879)	2.053*** (14.510)
Характеристика региона (96 регионов)		F(95,1718) = 11.089	F(95,1714) = 10.931
Число наблюдений N=1816	R ² =0.046	R ² =.387	R ² =.406

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

Данные, приведенные в табл. 2.4., показывают, что характеристики предприятия в определении заработной платы в России доминируют по сравнению с индивидуальными характеристиками работников.

Мы также видим, что после включения в стандартное уравнение заработной платы дамми-переменных для каждой фирмы значения некоторых коэффициентов меняются. Так, роль профессионального опыта и стажа увеличивается и становится статистически более значимой, в то время как влияние уровня образования индивида, наоборот, уменьшается. Это означает, что более образованные индивиды с большей вероятностью будут наняты на работу в тех фирмах, которые имеют более высокий уровень средней заработной платы. Вместе с тем, из того факта, что они окажутся на этих предприятиях, вовсе не следует, что дифференциация их заработков внутри фирмы будет зависеть от уровня образования.

Следующим шагом в определении факторов, детерминирующих уровень заработной платы, будет включение в стандартное уравнение заработной платы (наряду с индивидуальными характеристиками респондентов) дамми-переменных, учитывающих региональные различия (табл. 2.5).

Введение в регрессионный анализ региональных переменных существенно улучшает модель и повышает коэффициент детерминации. Это и позволяет сделать вывод о том, что дифференциация заработной платы работников российских предприятий обусловлена не столько их личностными характеристиками, сколько действием, главным образом, двух факторов: различий между регионами и особенностями предприятий. Этот вывод делает необходимым детальный анализ характеристик предприятий и регионов в качестве детерминант, определяющих дифференциацию в заработках индивидов.

РАСШИРЕННАЯ ФУНКЦИЯ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ

В этом разделе представлены оценки уравнения заработной платы, полученные в результате введения в него ряда переменных, которые характеризуют предприятия и регионы. Информационной основой для идентификации этих переменных послужили данные РМЭЗ и проведенная нами кодификация отраслей. В фокусе наших интересов оказались такие характеристики предприятия и региона, как отраслевая принадлежность предприятия, форма собственности, размер (по числу занятых), доля привлекаемых работников в экономически активном населении на местном рынке труда, а также ряд региональных характеристик - уровень безработицы, коэффициент найма, региональное размещение предприятия.

Введение этих характеристик в качестве переменных в расширенное уравнение заработной платы сделало возможным проанализировать эффект принадлежности индивида к предприятию и к отрасли в качестве фактора, влияющего на дифференциацию заработной платы. Результаты оценки расширенного уравнения заработной платы представлены в табл. 2.6.

Таблица 2.6

Расширенное уравнение заработной платы, 1996 г.

Часовые заработки – зависимая переменная	Основное место работы		Все формы занятости	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Мужчины	0.187***	4.268	0.189***	4.231
Образование				
Средняя школа	0.114	1.579	0.005	0.066
ПТУ	-0.010	-0.120	-0.057	-0.710
Техникум	0.216***	2.922	0.150**	2.021
ВУЗ	0.327***	3.963	0.213**	2.533
EXP	0.004	0.850	0.009*	1.711
EXP ²	-0.0002	-1.502	-0.000**	-2.527
Род занятий				
Менеджеры и чиновники	0.579***	2.704	0.501**	2.390
Специалисты высшей квалификации	0.364***	4.433	0.425***	5.058
Техники	0.324***	4.173	0.294***	3.734
Служащие	0.059	0.667	0.089	0.991
Работники сферы услуг	-0.050	-0.541	-0.002	-0.025
Агроспециалисты	0.015	0.059	-0.107	-0.422
Ремесленники и мастера	0.174**	2.306	0.159**	2.115
Рабочие	0.227***	3.019	0.194***	2.653
Военнослужащие	0.025	0.124	0.085	0.400

Часовые заработки – зависимая переменная	Основное место работы		Все формы занятости	
	Коэффициент	t-статистика	Коэффициент	t-статистика
Регион				
Москва и С.-Петербург	0.168**	2.007	0.224***	2.601
Северо–Запад	-0.048	-0.390	-0.016	-0.131
Центральный регион	0.177**	2.431	0.233***	3.121
Волго–Вятский регион	-0.001	-0.014	0.012	0.157
Урал	-0.206***	-2.624	-0.198**	-2.502
Западная Сибирь	-0.453***	-4.254	-0.440***	-4.371
Дальний Восток	-0.066	-0.626	-0.092	-0.917
Отрасль				
Энергетика	1.031***	6.396	1.162***	7.230
Топливная промышленность	1.112***	7.396	1.317***	9.101
Черная и цветная металлургия	0.831***	5.864	0.995***	7.163
Химическая промышленность	0.581***	3.263	0.820***	4.993
Машиностроение	0.323***	2.798	0.515***	4.882
ВПК	0.225*	1.608	0.467***	3.530
Деревообрабатывающая промышленность	0.320**	2.210	0.685***	5.109
Легкая и пищевая промышленность	0.659***	5.329	0.801***	6.946
Транспорт и связь	0.718***	6.450	0.806***	8.023
Строительство	0.749***	6.588	0.889***	8.642
Торговля	0.527***	4.674	0.640***	6.252
Финансы, страхование, коммерция	0.713***	5.476	0.800***	6.427
Жилищно–коммунальное хозяйство	0.597***	4.906	0.782***	6.849
Здравоохранение	0.028	0.244	0.192*	1.796
Образование, наука и культура	0.048	0.435	0.194**	1.971
Правительство, госуправление, оборона	0.588***	5.009	0.720***	6.567
Другие отрасли	0.687***	5.052	0.771***	5.903
Форма собственности				
Приватизированные фирмы	0.051	0.976	0.124**	2.408
Иностранные фирмы	0.220*	1.917	0.177	1.489
Российские новые фирмы	0.208***	3.564	0.265***	4.365
Доля фирмы на рынке труда				
0.1–1%	-0.092*	-1.651	-0.077	-1.347
1–10%	-0.163**	-2.393	-0.168**	-2.464
более 10%	-0.314**	-2.269	-0.363***	-3.014
Отсутствующие значения	-0.097**	-1.958	-0.133***	-2.590
Уровень безработицы	-0.031**	-2.507	-0.032***	-2.584
Уровень найма	0.066***	8.305	0.067***	8.436
Константа	0.678**	2.469	0.533**	1.972
N	2085		2376	
R-squared	0.2797		0.2909	

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

Исключенные дамми-переменные: неквалифицированные рабочие, Северный Кавказ, сельское и лесное хозяйство, государственные предприятия и доля фирмы на рынке труда менее 0.1%.

Среди индивидуальных факторов, существенным образом влияющих на доходы респондентов, особенно выделяется род занятий, или профессия: чиновники, менеджеры и специалисты высшей квалификации принадлежат к более высокооплачиваемой категории работников.

Интересен факт снижения коэффициента дискриминации до 18,7 – 18,9% в результате расширения стандартного уравнения заработной платы. В данном уравнении гендерные различия в оплате труда в некоторой степени “сглажены” включенными в регрессионный анализ переменными, характеризующими отраслевую и профессиональную принадлежность индивида. Это объясняется с одной стороны, неравномерным распределением мужчин и женщин по секторам экономики и профессиональным группам, а с другой - явным преобладанием женщин в отраслях с низким уровнем заработной платы.

Полученные результаты свидетельствуют также о значительной дифференциации в оплате труда между различными отраслями экономики. Так, при прочих равных условиях (уровень образования, стаж работы, профессия, пол, возраст и др.) заработки работников топливной промышленности превышают на 111% ежемесячный доход занятых в сельском и лесном хозяйстве, принятых за базу сравнения, тогда как заработки работников сферы образования, науки, культуры, искусства и здравоохранения отличаются от сравниваемой группы (работники сельского хозяйства) лишь на 3-5%. Это позволяет сделать вывод о том, что принадлежность к той или иной отрасли хозяйства детерминирует значительную долю различий в заработной плате.

Результаты исследования также показывают влияние форм собственности на дифференциацию зарплат индивидов. Приватизированные предприятия по уровню заработной платы практически не отличаются от государственных, в то время как заработки на предприятиях с иностранным капиталом и на вновь образованных (после 1990 г.) фирмах существенно выше.

Отметим также значимость характеристик локального рынка труда. Так, регионы с относительно низким спросом на труд (высоким уровнем безработицы, низкой нормой найма новых работников), а также высокой степенью монополической власти (высокой долей фирмы на рынке труда) характеризуются более низким уровнем заработной платы. Таким образом, есть все основания заключить, что в России показатели уровня накопленного человеческого капитала становятся менее значимыми в определении заработной платы.

ЧАСТЬ III. ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ И ИЗМЕНЕНИЯ В ЗАНЯТОСТИ

ВВЕДЕНИЕ

В данном разделе исследовательского проекта анализ функций заработной платы Минцера будет расширен в направлении изучения влияния образования и накопленного профессионального опыта на изменения в уровне занятости. Очевидно, что изменения в заработной плате сопровождаются соответствующими изменениями в уровне занятости. Поэтому важно определить, влияет ли уровень образования на продолжительность рабочего времени и уровень занятости. В какой мере образование влияет на переходы индивида между различными состояниями рынка труда? Коррелируют ли образование и опыт с продолжительностью безработицы и вероятностью перехода в категорию безработных? Как изменятся нормы отдачи от инвестиций в образование и опыт, если учитывать их возможное влияние на уровень занятости? Такого рода вопросы ставятся в данном исследовании.

Эмпирически экономисты обнаружили, что образование оказывает более сильное влияние на совокупные заработки индивида, чем на часовую ставку заработной платы. Это означает, что часовая ставка заработной платы и продолжительность рабочего времени одновременно возрастают с уровнем образования. Российский рынок труда не стал исключением из этого правила. В табл. 3.1 приводятся результаты регрессионных уравнений с двумя зависимыми переменными: логарифм совокупных заработков и логарифм почасовой ставки заработной платы. Как мы можем видеть из данной таблицы, эффект влияния каждого дополнительного года обучения на логарифм совокупных заработков на 0.0106 или 17% выше, чем эффект влияния образования на логарифм почасовых заработков. Сходные результаты и в отношении влияния опыта: воздействие опыта на

совокупные заработки оказывается выше, чем влияние этой переменной на почасовую ставку заработной платы.

Разница в пропорциональных эффектах образования и опыта на заработки и почасовую заработную плату может возникать либо когда предложение труда (рабочее время) увеличивается вместе с накоплением человеческого капитала, либо когда безработица сокращается с повышением образования и опыта.

Положительная корреляция между уровнем образования и рабочим временем может быть вызвана косвенным влиянием образования на предложение труда через ставку заработной платы. Однако в современной экономической литературе не существует очевидных доказательств положительного влияния заработков на предложение труда. Более того, американские экономисты О.Ашенфельтер и Дж.Хэм (1979) предположили, что уровень образования не детерминирует величину предложения труда, и превышение предельного эффекта влияния образования и опыта на совокупные заработки сверх их воздействия на почасовую ставку заработной платы вызвано исключительно влиянием образования и опыта на сокращение уровня безработицы.

Таблица 3.1

Влияние образования и профессионального опыта на совокупные заработки и почасовую ставку заработной платы

Показатель	1995 г.		1996 г.	
	LnMW	lnWPH	LnMW	lnWPH
MALE	0.422*** (12.888)	0.275*** (7.733)	0.381*** (10.160)	0.276*** (6.908)
SCH	0.075*** (11.097)	0.064*** (8.779)	0.072*** (9.276)	0.065*** (7.821)
EXP	0.037*** (8.601)	0.018*** (3.837)	0.030*** (5.885)	0.001 (0.099)
EXP ²	-0.001*** (-9.900)	-0.000*** (-4.562)	-0.001*** (-6.617)	-0.000 (-1.242)
CONS	11.392*** (120.19)	6.807*** (66.208)	11.775*** (108.50)	7.264*** (62.850)
R ²	0.124	0.055	0.085	0.046
N	3404	3404	2943	2943

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

LnMW – логарифм ежемесячных совокупных заработков; lnWPH - логарифм почасовой ставки заработной платы.

В данном исследовании наше внимание сосредоточено на выяснении взаимосвязи образования и безработицы. В первой части раздела Ш проекта внимание сфокусировано на теоретических вопросах взаимодействия образования и уровня безработицы. Во второй части рассматриваются вероятности перехода рабочей силы между различными состояниями рынка труда в зависимости от уровня образования. В третьей представлен анализ доказательств взаимосвязи между образованием и вероятностью перехода рабочей силы в категорию безработных, а также оценено влияние образования на продолжительность состояния безработицы. В четвертой части обсуждается, какое влияние учет безработицы окажет на нормы отдачи образования и опыта. Наконец, пятая часть посвящена корректировке норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал с учетом ошибки выборки.

ОБРАЗОВАНИЕ И БЕЗРАБОТИЦА: ВОПРОСЫ ТЕОРИИ

Взаимосвязь между уровнем образования и безработицей не является очевидной с теоретической точки зрения. Прежде всего, требуется подразделить безработицу на две составляющие: компонент потока (вероятность перехода в категорию безработных) и компонент запаса (продолжительность безработицы).

В отношении компонента потока существуют довольно веские теоретические основания ожидать сильную связь между уровнем образования и вероятностью перехода в категорию безработных. Во-первых, теория человеческого капитала предсказывает, что образование в целом повышает производительность труда, следовательно, в условиях шоков со стороны спроса и сокращения занятости фирмы будут предпочитать увольнять в первую очередь менее образованных работников как менее производительных. Во-вторых, рост уровня образования существенно увеличивает отдачу от профессиональной подготовки на производстве, которая ведет к накоплению специфического для данной фирмы человеческого капитала. Очевидно, что чем большим специфическим человеческим капиталом владеет индивид, тем менее вероятно, что он будет подвергнут увольнению либо добровольно уволится с фирмы.

Таким образом, очевидна связь между вероятностью перехода в категорию безработных и уровнем образования. По отношению к российскому рынку труда мы также предсказываем, что высокообразованные индивиды будут менее подвержены безработице.

Однако в отношении компонента запаса, или продолжительности безработицы, не существует однозначной связи между уровнем образования и продолжительностью поиска работы. С одной стороны, образование и

продолжительность безработицы должны были бы положительно коррелировать. С точки зрения фирмы, квазипостоянные издержки найма и подготовки у квалифицированных работников выше, следовательно, фирмы будут предпочитать нанимать тех работников, которые им обходятся дешевле, особенно, если речь идет о краткосрочных трудовых контрактах. С точки зрения индивида, чем более высокое образование он имеет, тем выше его резервная (или минимально приемлемая) ставка заработной платы, и тем выше требования, которые он предъявляет к условиям рабочего места. Эти специфические требования работника также увеличивают среднюю продолжительность периода поиска работы.

Добавим, что более образованные индивиды, как правило, получают относительно более высокий уровень пособий по безработице (с учетом того, что уровень их заработков был выше до момента увольнения). Как предсказывает теория поиска работы, эти индивиды должны иметь меньше стимулов выхода из состояния безработицы. Сказанное означает, что продолжительность безработицы должна быть возрастающей функцией от уровня образования.

С другой стороны, существует целый ряд противоположных тенденций, вызывающих сокращение периода поиска работы и продолжительности безработицы с повышением уровня образования. Во-первых, квалифицированные работники имеют больший выбор, они могут согласиться на менее квалифицированную работу как временную, тогда как неквалифицированные не могут быть наняты на работу, требующую более высокого уровня образования. Во-вторых, в условиях повышения уровня безработицы и растущей конкуренции работников за рабочие места фирмы могут повышать стандарты найма, предъявляя более высокие требования к работникам с точки зрения уровня их образования; в этих условиях более образованные индивиды имеют больше шансов быть нанятыми. В-третьих, высокообразованные работники более мобильны и используют наиболее эффективные способы поиска работы; они не склонны прекращать поиск работы, тогда как низко квалифицированные часто переходят в категорию экономически неактивного населения. Добавим также, что выводы, сделанные С.Никкелем (1979), подтверждают, что на современном рынке труда доминируют противоположные тенденции, а потому уровень образования, пусть и слабо, но негативно воздействует на ожидаемую продолжительность безработицы.

Итак, теория не может со всей определенностью предсказать взаимосвязь между уровнем образования и продолжительностью безработицы. Следующие разделы проекта будут сфокусированы на эмпирическом тестировании выдвинутых выше гипотез.

ДИНАМИЧЕСКИЕ ПОТОКИ НА РЫНКЕ ТРУДА В ЗАВИСИМОСТИ ОТ УРОВНЯ ОБРАЗОВАНИЯ

В настоящее время признано, что высоко динамичная природа современного рынка труда не может быть раскрыта только через оценку изменений уровня безработицы. Современный рынок труда характеризуется постоянными динамическими изменениями, переливами рабочей силы между различными состояниями занятости, безработицы и экономической неактивности. Именно в контексте этих динамических потоков и перемещений рабочей силы и следует рассматривать вопрос о влиянии инвестиций в человеческий капитал на уровень безработицы. Высокий уровень безработицы в группе людей с определенным образованием и профессиональным опытом может быть связан не только с высокой вероятностью потери работы, но и с частой переменой места работы, низкой социально-экономической мобильностью и активностью в процессе поиска работы, длительным периодом безработицы, низкой вероятностью сохранения полученного рабочего места. Для целей макроэкономической политики важно не только правильно оценить уровень безработицы в той или иной группе населения, но и выявить, какие потоки рабочей силы на рынке труда приводят к такому уровню безработицы. Таким образом, в центре нашего внимания оказываются перемещения групп индивидов, имеющих различный уровень образования и потенциальный опыт, между тремя состояниями рынка труда - занятость, безработица и экономическая неактивность.

В табл. 3.2 представлены оценки вероятностей движения населения по секторам экономики и по категориям занятости в зависимости от уровня образования. При этом категория "занятые" включает тех индивидов, которые работают на государственных и частных предприятиях, находятся в оплачиваемых или неоплачиваемых отпусках, а также самостоятельно обеспечивают себя работой. К категории "безработные" отнесены неработающие респонденты, которые осуществляли поиск работы в течение последних 30 дней. К категории "экономически неактивное население" отнесены все остальные респонденты. Анализ представленных данных позволяет сделать следующие выводы.

1. По всем представленным секторам экономики и категориям занятости более образованные индивиды имеют меньшую вероятность как перемены места работы, так и потери работы. Затемненные сектора таблицы со всей убедительностью свидетельствуют: чем выше уровень образования, тем более стабильна занятость.

2. Налицо существенные различия в распределении населения по секторам экономики в зависимости от уровня образования: индивиды, имеющие высшее образование, обнаруживают большую вероятность работать в государственном секторе и меньшую - самостоятельно обеспечивать себя работой (см. последнюю строку 2-й колонки табл. 3.2). Тем не менее, все формы занятости придают значимость более высокому уровню образования, удерживая более образованных людей.
3. Более образованные индивиды значительно прочнее "привязаны" к рабочей силе, чем менее образованные: по всем секторам экономики и категориям занятости менее образованные индивиды имеют более высокую вероятность перехода из категории занятых и безработных в состав экономически неактивного населения.
4. Уровень образования оказывает неоднозначное влияние на положение индивида на рынке труда. Несмотря на то, что безработные с высоким уровнем образования обладают относительно высокой вероятностью найти работу ($0,420 = 0,194 + 0,097 + 0,129$), тем не менее они испытывают значительные трудности в поиске устраивающего их рабочего места. Не случайно 29% безработных, имеющих высшее образование, остались в этом статусе и через год. Это позволяет сделать вывод о том, что почти одна треть "квалифицированных безработных" обречена остаться в этом стагнирующем состоянии в течение долгосрочного периода.

5.

Таблица 3.2

Матрица вероятностей движения населения по секторам экономики и категориям занятости в течение года в зависимости от уровня образования

i=1995	j=1996				
	Занятые			Безработные	Экономически неактивное население
	Гос-сектор	Частный сектор	Самозанятые		
Госсектор	0.759	0.127	0.031	0.023	0.060
≤8 лет	0.694	0.124	0.010	0.039	0.132
9-12 лет	0.693	0.169	0.049	0.025	0.064
Техникум	0.802	0.102	0.031	0.026	0.039
ВУЗ	0.878	0.076	0.012	0.007	0.027
Частный сектор	0.346	0.482	0.066	0.039	0.067
≤8 лет	0.409	0.409	0.045	0.033	0.104
9-12 лет	0.333	0.479	0.084	0.043	0.060
Техникум	0.389	0.442	0.048	0.043	0.078
ВУЗ	0.261	0.612	0.061	0.030	0.036
Самозанятые	0.184	0.177	0.339	0.104	0.196
≤8 лет	0.220	0.203	0.186	0.051	0.339
9-12 лет	0.161	0.179	0.351	0.119	0.190
Техникум	0.163	0.143	0.408	0.122	0.163
ВУЗ	0.235	0.177	0.412	0.098	0.078
i=1995	j=1996				
	Занятые			Безработные	Экономически неактивное население
	Гос-сектор	Частный сектор	Самозанятые		
Безработные	0.160	0.140	0.096	0.278	0.326
?≤8 лет	0.075	0.025	0.100	0.325	0.475
9-12 лет	0.194	0.150	0.111	0.272	0.272
Техникум	0.097	0.210	0.032	0.258	0.403
ВУЗ	0.194	0.097	0.129	0.290	0.290
Экономически неактивное население	0.040	0.019	0.029	0.051	0.861
≤8 лет	0.012	0.005	0.012	0.020	0.951
9-12 лет	0.075	0.039	0.066	0.101	0.719
Техникум	0.065	0.035	0.015	0.092	0.792
ВУЗ	0.081	0.023	0.023	0.029	0.843
Итого	0.383	0.145	0.054	0.052	0.366
≤8 лет	0.189	0.068	0.022	0.032	0.689
9-12 лет	0.395	0.190	0.084	0.072	0.259
Техникум	0.506	0.159	0.046	0.059	0.230
ВУЗ	0.580	0.163	0.047	0.028	0.182

Р.Эренберг (1980) показал, что в условиях равновесия на рынке труда, когда количество людей, покинувших категорию безработных, равно количеству людей, ставших безработными, уровень безработицы u_R может быть напрямую выражен через вероятности перехода:

$$u_R = \frac{1}{1 + \left[\frac{(P_{ne} + P_{nu})P_{ue} + P_{ne}P_{un}}{(P_{ne} + P_{nu})P_{eu} + P_{nu}P_{en}} \right]} \quad (1)$$

где P_{ij} - вероятность перехода индивида на рынке труда из группы (статуса) i в группу (статус) j за некоторый промежуток времени; n, e, u - статус индивида: "вне рабочей силы", "занятость" и "безработица" соответственно.

Иными словами, уровень безработицы представляет собой некоторую функцию от вероятности перехода населения между тремя альтернативными состояниями (занятости, безработицы и экономической неактивности)⁸:

$$u_R = f(P_{en}^+, P_{ne}^-, P_{un}^-, P_{nu}^+, P_{eu}^+, P_{ue}^-) \quad (2)$$

Знак "плюс" над переменной означает, что рост переменной вызывает повышение уровня безработицы, тогда как знак "минус" - что рост данной переменной способствует снижению уровня безработицы. Таким образом, уровень безработицы будет тем выше, чем ниже вероятность оттока из категории безработных (P_{ue} и P_{un}), чем ниже вероятность получения работы лицами, ранее не входившими в состав рабочей силы (например, выпускниками учебных заведений) (P_{ne}), а также чем выше вероятность добровольного или вынужденного ухода с работы (P_{en} и P_{eu}).

Из уравнений (1) и (2) следует, что при оценке воздействия мер государственного регулирования на уровень безработицы необходимо учитывать изменения всех шести вероятностей перехода в силу их тесной взаимосвязи. Кроме того, уравнение (1) и полученные оценки вероятностей перехода населения по категориям занятости, представленные в табл. 3.2, позволяют определить, в какой степени относительно высокий уровень безработицы в какой-либо группе населения обусловлен значением той или иной вероятности перехода.

Первая колонка табл. 3.3 показывает равновесный уровень безработицы в каждой группе (u^R), полученный с помощью уравнения (1). Данные результаты в целом подтверждают отрицательную связь между уровнем образования и уровнем безработицы в России: с повышением уровня образования уровень безработицы значительно сокращается. Все остальные колонки показывают ожидаемые изменения уровня безработицы, если вероятности перехода данной группы окажутся на уровне базовой группы, имеющей самый низкий уровень безработицы.

⁸ См.: Ehrenberg R.G., Smith R.S. Modern Labor Economics: Theory and Public Policy. 5th ed, 1994. P.564

Таблица 3.

Ожидаемые изменения уровня безработицы как результат изменений вероятностей перехода населения между альтернативными состояниями рынка труда

	u^R %	u^R (P_{en})	u^R (P_{ne})	u^R (P_{un})	u^R (P_{nu})	u^R (P_{eu})	u^R (P_{ue})
Мужчины	8.9%						
≤8 лет	18.5	-7.7	-7.8	2.3	4.1	-3.5	-7.6
9-12 лет	8.7	-0.9	1.7	-0.7	-1.7	-3.7	-0.8
Техникум	12.0	-1.5	-2.5	0.5	-3.6	-3.1	-2.6
ВУЗ	3.0	0	0	0	0	0	0
Женщины	9.4%						
≤8 лет	14.9	-5.7	-7.1	3.7	9.9	-3.6	-5.6
9-12 лет	10.7	-3.1	0.9	-0.3	-2.6	-2.7	-2.2
Техникум	9.4	-1.0	0.3	0.7	-1.8	-3.2	-2.9
ВУЗ	4.2	0.2	0.1	-0.4	0.9	-0.9	-1.3
Всего	9.2%						

Высокий уровень безработицы среди мало образованных индивидов, который мы наблюдаем, обусловлен высокой вероятностью для этой группы населения покинуть статус занятых и перейти в категорию экономически неактивного населения (P_{en}). Для лиц с неполным средним образованием существенным фактором их относительно высокого уровня безработицы является также низкая вероятность трудоустройства (P_{ue} , P_{ne}). Для женщин, имеющих общее среднее образование, основной причиной относительно высокой безработицы является значительный их отток из категории занятых в категорию экономически неактивного населения (P_{en}). Относительно высокий уровень безработицы среди мужчин с общим средним и средним специальным образованием обусловлен высокой вероятностью их перехода из категории занятых в категорию безработных (P_{eu}).

Таким образом, полученные результаты полностью согласуются с основными теоретическими гипотезами, характеризующими взаимосвязь между безработицей и накопленным человеческим капиталом. Вместе с тем, в представленных матрицах перехода нет однозначного ответа на вопрос, насколько существенно влияние именно уровня образования на вероятность перехода населения в статус безработных. Дело в том, что индивиды, объединенные в группы в зависимости от уровня образования, обладают и другими характеристиками (кроме уровня образования), которые также могут оказывать воздействие на взаимосвязь между вероятностями перехода населения и уровнем образования. Следовательно, возникает необходимость количественно оценить значимость этой взаимосвязи с использованием регрессионного анализа.

ОБРАЗОВАНИЕ И ВЕРОЯТНОСТЬ ПЕРЕХОДА В КАТЕГОРИЮ БЕЗРАБОТНЫХ

В этом разделе представлены оценки влияния различных независимых переменных на вероятность для респондентов находиться в составе безработных (Probit модель, табл. 3.4), а также вероятность перехода занятого населения в категории безработного и экономически неактивного населения (Multinomial Logit модель, табл. 3.5).

Факторы, определяющие вероятность находиться в составе безработных, рассчитаны на базе Probit-модели, оцениваемой стандартным методом максимального правдоподобия (см. табл. 3.2). В выборку включены лица, входящие в состав рабочей силы в определенном году. Зависимая переменная - UN - принимает два значения 0 и 1, где 1 обозначает безработных, ищущих работу, а 0 - тех респондентов, которые имеют в настоящее время работу (включая самостоятельно обеспечивающих себя работой). В качестве независимых переменных выбраны уровень образования (число лет обучения), потенциальный опыт на рынке труда, возраст, пол, семейное положение.

Взаимосвязь между возрастом респондента и вероятностью находиться в составе безработных описывается функцией, график которой имеет U-образную форму. Коэффициенты при дихотомических переменных “семейное положение” и “пол респондента” (MALE) показывают, что мужчины и лица, находящиеся в браке, имеют существенно меньшую вероятность оказаться безработными. Таблица также выявляет наличие сильной отрицательной связи между уровнем образования и потенциальным опытом с одной стороны, и вероятностью безработицы - с другой. Однако следует признать, что данная модель не принимает во внимание возможные переходы населения из одного состояния на рынке труда в другое.

Таблица 3.4
Регрессионная оценка факторов, влияющих на вероятность находиться в составе безработных, Probit-модель

Показатель	1995 г.		1996 г.	
	1	2	1	2
MALE	-0.149*** (-2.82)	-0.148*** (-2.76)	-0.121*** (-2.38)	-0.117* (-2.27)
SCH	-0.055*** (-4.91)	—	-0.062*** (-5.61)	—
EXP	-0.049*** (-8.29)	—	-0.043*** (-7.17)	—
EXP ²	0.001*** (5.86)	—	0.001*** (4.61)	—
Начальная школа	—	0.254*** (2.50)	—	0.340*** (3.58)
Средняя школа	—	0.405*** (4.70)	—	0.340*** (4.22)
ПТУ	—	0.363*** (3.73)	—	0.250*** (2.72)
Техникум	—	0.179* (1.94)	—	0.149* (1.75)
ВОЗРАСТ	—	—	—	—
25-39	—	-0.400*** (-5.63)	—	-0.349*** (-4.91)
40-54	—	-0.531*** (-7.08)	—	-0.465*** (-6.139)
старше 55	—	-0.253*** (-2.83)	—	-0.439*** (-4.490)
Семейное положение	—	-0.254*** (-4.39)	—	-0.272*** (-4.857)
Константа	-0.158 (1.09)	-1.108*** (-11.59)	-0.039 (-0.27)	-0.991*** (-10.85)
R ²	0.045	0.054	0.039	0.044
N	5290	5281	5124	5111

Исключенные дамми-переменные: женщины, возраст 16-24, высшее образование, неженатые/незамужние

Для анализа влияния уровня образования на вероятность потери работы и перемещения занятого населения в состав безработных может быть использована логистическая модель множественного выбора. Она позволяет оценить влияние различных независимых переменных на вероятность осуществления трех возможных вариантов для занятого населения: переход в категорию безработных (U), переход в экономически неактивное население (N), сохранение прежнего статуса занятости (E). Взяв один из вариантов (например, третий) в качестве исходного или базисного, модель оценивает нормы относительного риска (the relative risk ratio) перехода в первые две категории (RR_i):

$$RR_U = \frac{P(y = U)}{P(y = E)} = \exp(\beta_0^{(U)} + \beta_1^{(U)} X_1 + \dots + \beta_k^{(U)} X_k + \varepsilon)$$

$$RR_N = \frac{P(y = N)}{P(y = E)} = \exp(\beta_0^{(N)} + \beta_1^{(N)} X_1 + \dots + \beta_k^{(N)} X_k + \varepsilon)$$
(3)

где $P(y = i)$ - вероятность оказаться в одном из трех возможных состояний рынка труда (U, N, E); $(X_1 \dots X_k)$ - вектор независимых переменных, включающих демографические характеристики индивида (пол и возраст), наличие определенного уровня образования, исходную форму занятости (государственное предприятие, частное предприятие, самозанятость); $(b_0 \dots b_k)$ - вектор регрессионных коэффициентов; ε - остаточный фактор.

Изменение независимой переменной приводит к изменению относительной нормы риска, что и отражено в соответствующих коэффициентах относительного риска при каждой независимой переменной (см. третью колонку табл. 3.5). Например, коэффициент относительного риска при дихотомической переменной "мужчины" (0.741) указывает, что по сравнению с альтернативой сохранить место работы шансы мужчин относительно женщин перейти в категорию экономически неактивного населения ($RR_N^{мужч}/RR_N^{женщ}$) можно рассматривать как 74 к 100 при условии, что все остальные факторы постоянные.

Результаты регрессионной оценки логистической модели множественного выбора (см. табл. 3.5) полностью подтвердили выводы, сделанные в ходе предыдущего анализа. Отчетливо проявляются следующие тенденции:

- чем выше уровень образования, тем ниже риск потери работы (при условии, что устранено влияние других наблюдаемых характеристик индивида);
- женщины имеют большую вероятность выбыть из состава рабочей силы;
- с возрастом риск перехода в категорию безработных стабильно снижается, о чем свидетельствуют коэффициенты при переменных, характеризующих возрастные группы;
- переход в категорию экономически неактивного населения наиболее вероятен для крайних возрастных групп.

Место работы также существенно влияет на перемещение населения. Наибольшую вероятность перехода в категории безработных и экономически неактивного населения имеют лица, самостоятельно обеспечивающие себя работой, а также работающие на частных предприятиях по сравнению с занятыми в государственном секторе.

Таблица 3.5

**Регрессионная оценка вероятностей перехода из категории занятых
в категории безработных и экономически неактивного населения
на основе логистической модели множественного выбора
(Multinomial Logit)**

Переменная	Регрессионный коэффициент	Коэффициент относительного риска	z
<u>Переход в категорию безработных</u>			
Константа	-5.216***		-10.312
Демографические переменные			
Мужчины	-0.049	0.952	-0.267
Возраст 16-24	1.308***	3.698	2.742
Возраст 25-39	1.027**	2.792	2.288
Возраст 40-54	0.986**	2.682	2.217
Уровень образования			
Неполное среднее	0.977***	2.657	2.769
Среднее общее	0.667**	1.949	2.200
Среднее специальное	0.693**	2.000	2.104
Категория занятости			
Работает на частном предприятии	0.497**	1.644	2.397
Самостоятельно обеспечивает себя работой	1.713***	5.545	7.488
<u>Переход в категорию экономически неактивного населения</u>			
Константа	-2.256***		-9.759
Демографические переменные			
Мужчины	-0.300**	0.741	-2.304
Возраст 16-24	-1.022***	0.360	-4.804
Возраст 25-39	-1.874***	0.153	-9.823
Возраст 40-54	-1.417***	0.242	-8.310
Уровень образования			
Неполное среднее	1.197***	3.312	4.975
Среднее общее	1.081***	2.947	4.694
Среднее специальное	0.624**	1.867	2.457
Категория занятости			
Работает на частном предприятии	0.175	1.191	1.130
Самостоятельно обеспечивает себя работой	1.422***	4.144	8.152
Log Likelihood = -1469.4424 chi2(18) = 302.15 N = 3975			

Базисная категория: занятые. Исключенные дамми-переменные: женщины, возраст 55+, высшее образование, занятые в государственном секторе

Данные табл. 3.6 демонстрируют результаты регрессии Вейбула, предназначенной для оценки детерминант продолжительности безработицы. Отметим отрицательное воздействие на продолжительность безработицы

переменных, характеризующих человеческий капитал (уровень образования, задействованный потенциальный опыт).

Таблица 3.6

Регрессионная Weibull-оценка продолжительности безработицы, 1995 г.

Зависимая переменная – продолжительность безработицы	Коэффициент	Норма риска	t
Задействованный потенциальный опыт	-0.061	1.049	-3.672
Уровень образования	-0.086	1.069	-1.929
Незамужние женщины	0.882	0.503	3.091
Неженатые мужчины	1.208	0.390	3.820
Замужние женщины	1.348	0.350	5.861
Возраст 16-24	-2.580	7.462	-5.346
25-39	-1.282	2.715	-3.729
Ищущие работу	-0.857	1.950	-4.202
Зарегистрированные в службе занятости	-0.435	1.403	-1.681
КОНСТАНТА	7.446		10.776

N(число наблюдений)=727; Model chi2(9) = 97.028;
Pseudo R² = 0.1141; ρ = 0.779.

Примечание: Возраст респондентов 16 – 55 лет.

Таким образом, данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения обнаруживают четкую закономерность: чем выше уровень индивидуального человеческого капитала, тем меньше вероятность оказаться в составе безработных.

КОРРЕКТИРОВКА НОРМ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ С УЧЕТОМ УРОВНЯ БЕЗРАБОТИЦЫ

Как было показано выше, уровень образования и профессиональный опыт не только увеличивают пожизненные заработки (доходы в течение всей жизни) индивидов, но и снижают вероятность безработицы. Следовательно, оценивая норму отдачи от инвестиций в человеческий капитал только через прирост пожизненных заработков, мы неизбежно занижаем действительную доходность накопленного человеческого капитала. Это и делает необходимым корректировку частных норм отдачи от человеческого капитала, рассчитанных на базе стандартного уравнения Дж. Минцера, с учетом изменений в уровне занятости. Такая корректировка может быть осуществлена двумя путями:

- 1) с использованием в качестве зависимой переменной суммы ожидаемых совокупных ежемесячных заработков;
- 2) с использованием двухшаговой процедуры, предложенной Дж. Хекманом, для корректировки регрессионных коэффициентов с учетом ошибки выборки.

Первый метод основан на калькуляции ожидаемых ежемесячных заработков, которые рассчитываются как:

$$E(w) = Wage \times (1 - P) + UNC \times P \times q,$$

где Wage - совокупные ежемесячные заработки, полученные со всех мест работы; P - вероятность потери работы (оценивается исходя из ожидаемых значений на основе Probit-оценок); q - доля безработных, получающих пособие по безработице; UNC - размер пособия по безработице (в соответствии с российским законодательством рассчитывается в размере 75% от ежемесячной заработной платы по основному месту работы).

Регрессионная оценка скорректированных норм отдачи представлена в табл. 3.7. Данные таблицы показывают, что после корректировки нормы отдачи от инвестиций в образование возросли на 0,7 - 0,8 процентных пунктов. Такое значительное изменение регрессионных коэффициентов стало результатом

сильной взаимосвязи между уровнем образования и безработицей. Этот же вывод можно сделать относительно накопленного профессионального опыта: чем он выше, тем ниже вероятность потери работы. Как следствие, норма отдачи от профессионального опыта, рассчитанная с учетом изменений в уровне занятости, увеличилась на 0,6 - 0,7 процентных пункта.

Таблица 3.7

Функции заработной платы, скорректированные на уровень безработицы, 1995-1996 гг.

Переменная	1995 г.		1996 г.	
	Логарифм ежемесячных совокупных заработков	Логарифм ожидаемых заработков, с учетом безработицы	Логарифм ежемесячных совокупных заработков	Логарифм ожидаемых заработков, с учетом безработицы
MALE	0.422*** (12.888)	0.443*** (13.469)	0.381*** (10.160)	0.405*** (10.745)
SCH	0.075*** (11.097)	0.081*** (12.010)	0.072*** (9.276)	0.080*** (10.247)
EXP	0.037*** (8.601)	0.044*** (10.011)	0.030*** (5.885)	0.037*** (7.266)
EXP ²	-0.001*** (-9.900)	-0.001*** (-10.984)	-0.001* (-6.617)	-0.001*** (-7.603)
Константа	11.392*** (120.19)	11.160*** (117.98)	11.775*** (108.50)	11.493*** (105.31)
R ²	0.124	0.138	0.085	0.097
N	3404	3397	2943	2933

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

КОРРЕКТИРОВКА НОРМ ОТДАЧИ ОТ ИНВЕСТИЦИЙ В ЧЕЛОВЕЧЕСКИЙ КАПИТАЛ С УЧЕТОМ ОШИБКИ ВЫБОРКИ

Тот факт, что часть респондентов не имели работы и доходов во время проведения опросов и, следовательно, не участвовали в оценке норм отдачи, приводит к так называемой ошибке выборки. Ее можно исправить, используя специальный метод максимального правдоподобия, предложенный Дж.Хекманом.

Таблица 3.8

Функции заработной платы с учетом ошибки выборки, 1995 г.

Зависимая переменная - логарифм часовой ставки заработной платы по основному месту работы	Результаты регрессии методом наименьших квадратов	Результаты регрессии с учетом ошибки выборки
MALE	0.292*** (8.166)	0.311*** (8.690)
SCH	0.067*** (9.017)	0.078*** (9.424)
EXP	0.017*** (3.175)	0.024*** (4.105)
EXP ²	-0.0004*** (-3.599)	-0.0005*** (-4.577)
TEN	-0.004 (-0.667)	0.022* (1.946)
TEN ²	0.0002 (0.909)	-0.0004 (-1.522)
Константа	6.720*** (62.626)	6.176*** (27.914)
N=2836	R ² =0.0608	chi ² (14) = 2766.26 Rho = 0.309 sigma = 0.939

*** – коэффициент статистически значим при 0.01 уровне значимости; ** – 0.05 уровень значимости; * – 0.10 уровень значимости.

Модель ошибки выборки Хекмана включает два уравнения: регрессионное и уравнение отбора. Первое - это стандартное регрессионное уравнение Дж. Минцера, оцениваемое традиционным методом наименьших квадратов. Второе уравнение - это Probit-уравнение, которое определяет, с какой вероятностью зависимая переменная из первого уравнения (почасовые заработки) наблюдается в данной выборке. Зависимая переменная во втором уравнении определяется как дамми-переменная, которая принимает либо значение 1, если респонденты имели работу и получали заработки, либо значение 0, если они не имели работу и заработки. В этом случае зависимая переменная оценивается как функция семейного положения и имплицитно (безусловно) заработной платы, которая в свою очередь зависит от пола, уровня образования, стажа работы и других переменных.

В связи с тем, что вероятность оказаться в составе безработных наиболее высока среди женщин и тех индивидов, которые имеют относительно низкий уровень образования и профессионального опыта, оценки регрессионных коэффициентов в уравнении заработной платы, полученные методом наименьших квадратов, будут заниженными. Результаты использования процедуры корректировки коэффициентов с учетом ошибки выборки Хекмана представлены в табл. 3.8. Они показывают, что гендерные различия в заработках, нормы отдачи от инвестиций в образование и в профессиональный опыт, оцененные методом наименьших квадратов, оказались, как мы и предполагали, заниженными.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предпринятая нами попытка исследовать такие характеристики человеческого капитала, как уровень образования, профессиональный опыт и стаж работы, в качестве факторов, определяющих дифференциацию заработной платы и возможности занятости в современной России, предпринималась с целью ответить на вопрос: как изменяются нормы отдачи от инвестиций в человеческий капитал в течение трансформационного периода.

В централизованно-планируемой системе организации заработной платы наблюдалась весьма слабая зависимость между личностными характеристиками работника, его навыками и умениями, с одной стороны, и теми заработками, которые он получал, - с другой. Результаты эмпирических оценок, полученные в 80-х и в начале 90-х годов, демонстрировали относительно "скромные" нормы отдачи от инвестиций в образование в дореформенный период. Мы полагали, что переход к рыночным инструментам регулирования заработной платы и цен должен обеспечить "сдвиг" в отдаче от человеческого капитала в пользу более образованных работников.

Полученные нами результаты показывают, что отказ от централизованно устанавливаемых ограничений при формировании заработной платы привел к росту норм отдачи от образования в начальный период экономических реформ (1992 – 1994 г.). Однако структурные изменения в экономике сопровождались, с одной стороны, обесценением накопленных ранее знаний, умений и навыков, а с другой, - сокращением предложения рабочих мест и работ, требующих высококвалифицированного труда. Указанные тенденции стали причиной понижательной тенденции в динамике норм отдачи от инвестиций в образование - эти показатели снизились с 7,8% в 1994 г. до 6,2% в 1996 г.

Эта же понижательная тенденция прослеживается в течение всего периода трансформации в отношении накопленного работниками профессионального опыта. Слабый эффект профессионального опыта, обусловленный переменами, которые переживает российская экономика, в свою очередь, свидетельствует о большей востребованности более молодых работников, обладающих большей мобильностью, активностью и адаптивностью. В результате новый опыт работы в рыночной экономике становится более ценным и значимым, чем тот, который был приобретен в прежней, централизованно-планируемой системе.

Заслуживают внимания и требуют дальнейшего самостоятельного изучения другие факторы, обуславливающие относительно низкие нормы отдачи от инвестиций в человеческий капитал в России. Так, например, в соответствии с одной из гипотез считается, что в результате больших инвестиций в образование, характерных для советской системы, в России возникло перенакопление "капитала образования", избыточное предложение которого и стало причиной относительно низкой отдачи человеческого капитала. Однако согласно другой гипотезе, низкие нормы отдачи могут быть объяснены наличием структурных диспропорций в них самих, когда, скажем, ценность старого человеческого капитала понижается, обуславливая снижение отдачи, хотя новый человеческий капитал мог бы при этом обеспечивать высокую отдачу. Неоднозначность указанных подходов делает актуальной необходимость продолжения исследования факторов, влияющих на отдачу от инвестиций в человеческий капитал в условиях России.

К другим результатам, представленным в статье, относится сравнительный анализ норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал у работников, занятых на предприятиях различных форм собственности. Согласно этому анализу, работники новых частных предприятий имеют сравнительно более высокие нормы отдачи от инвестиций в образование, но более низкие нормы отдачи от профессионального опыта и стажа работы.

Оценивая функцию заработной платы, мы вынуждены были сделать вывод о низкой объяснительной силе стандартного уравнения Дж. Минцера, что, в свою очередь, позволило сделать утверждение о значительной роли ненаблюдаемых факторов в качестве детерминант заработной платы в России. В качестве факторов, оказывающих сильное воздействие на уровень и дифференциацию заработков индивидов, выступают: характеристики предприятий, на которых они заняты, и характеристики регионов, в которых они проживают. Оценивая значимость характеристик предприятия при определении заработной платы индивидов в расчет принимались: принадлежность предприятия к той или иной отрасли, форма собственности, сила монополистической власти предприятия на рынке труда, особенности местного рынка труда. Именно эти детерминанты преобладают в определении заработков индивидов над их личностными характеристиками и, в первую очередь, такими, как накопленный человеческий капитал.

В заключительной части статьи рассматривается влияние человеческого капитала на возможности занятости в России. Несомненно, что заработки индивидов и возможности занятости взаимосвязаны. Актуальным остается

анализ этой взаимосвязи, а именно того, как изменения в занятости влияют на нормы отдачи от инвестиций в образование и накопленный профессиональный опыт.

В этой связи мы рассмотрели два вопроса: 1) существует ли отрицательная зависимость между накопленным человеческим капиталом и выходом индивида из состава занятых? 2) уменьшают ли уровень образования индивида и его профессиональный опыт вероятность стать безработным, а также продолжительность безработицы.

Давая ответы на эти вопросы, мы показали, что более высокий уровень образования и профессиональный опыт не только обеспечивают более высокие заработки индивиду в течение всей трудовой жизни, но и уменьшают вероятность его выхода из состава занятых, вероятность быть безработным, а также сокращают продолжительность безработицы. Следовательно, это означает, что полученные на базе стандартного уравнения заработной платы показатели норм отдачи от инвестиций в образование и профессиональный опыт в действительности были недооценены.

Представленная статья, будучи попыткой лучше понять роль человеческого капитала при определении заработной платы и возможностей занятости в современной трансформируемой экономике России, вместе с тем, со всей убедительностью показывает, что в динамике норм отдачи от инвестиций в человеческий капитал не все однозначно. Дальнейшие исследования должны пролить свет на то, как ведут себя нормы отдачи от инвестиций в различные типы профессионального образования, каково воздействие человеческого капитала на предложение труда и самозанятость, какие факторы, не представленные в стандартном уравнении заработной платы, влияют на отдачу от инвестиций в человеческий капитал в условиях трансформируемой экономики.

БИБЛИОГРАФИЯ

- Altonji, Joseph G. "The demand for and return to education when education outcomes are uncertain," *Journal of Labor Economics* 11 (January 1993): 48-83.
- Arrow, Kenneth J. "Higher education as a filter," *Journal of Public Economics* 2 (1973): 193-216.
- Ashenfelter, Orley, and John Ham. "Education, Unemployment, and Earnings," *The Journal of Political Economy* 87 (October 1979): S99-S116.
- Becker, Gary S. *Human capital*. 2nd. ed., University of Chicago Press, 1975.
- Berger, Mark C. "Predicted Future Earnings and College Major Choice," *Industrial and Labor Relations Review* 40 (April 1988): 419-29.
- Berger, Mark C. "The Effects of Cohort Size on Earnings Growth: A Reexamination of the Evidence," *Journal of Political Economy* 93 (June 1985): 561-73.
- Berger, Mark C. and J. Paul Leigh. "Schooling, Self-selection, and Health," *Journal of Human Resources* 24 (Summer 1989): 433-455.
- Earle, John E. and Oprea, Gheorghe. "Employment and Wage Determination, Unemployment and Labor Policies in Romania". World Bank (October 1993).
- Earle, John S. and Catalin Pauna. "Incidence and Duration of Unemployment in Romania," *European Economic Review* 40 (1996): 829-837.
- Ehrenberg, Ronald G. "The Demographic Structure of Unemployment Rates and Labor Market Transition Probabilities," *Research in Labor Economics* 3 (1980): 241-291.
- Entwisle, B. and P. Kozyreva. *Induced Abortion in Russia: New Estimates*, unpublished paper, University of North Carolina, 1996.
- Foley, Mark C. "Labor Market Dynamics in Russia," Mimeo. 1995.
- Freeman, R. "Demand for education," *Handbook of Labor Economics*, 1986. Chapter 6.
- Garen, John. "The Return to Schooling: a Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable," *Econometrica* 52 (September 1984): 1199-1218.
- Garen, John E. "Worker Heterogeneity, Job Screening, and Firm Size," *The Journal of Political Economy* 93 (August 1985): 715-739.
- Graeser, Paul. "Human Capital in a Centrally Planned Economy: Evidence," *Kyklos* 41 (1988) Fasc. 1: 75-98.
- Gregory, Paul R. and Irwin L. Collier, Jr. "Unemployment in the Soviet Union: Evidence from the Soviet Interview Project," *American Economic Review* 78 (September 1988): 613-32.
- Gregory, Paul R. and Janet E. Kohlhase. "The Earnings of Soviet Workers: Evidence from the Soviet Interview Project," *Review of Economics and Statistics* 70 (February 1988): 23-35.
- Heckman, J. "Sample Selection Bias as a Specifications Error," *Econometrica* 47 (1979): 153-161.
- Heckman, James J. "A Life Cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption," *Journal of Political Economy* 84 (August 1976), part 2: S11-S44.
- Layard, Richard, and Andrea Richter. "Labour Market Adjustment in Russia: Special Report," *Russian Economic Trends* 3 (1994), no. 2: 85-104.
- Linz, Susan J. "Gender Differences in the Russian Labor Market," *Journal of Economic Issues* 30 (March 1996): 161-85.
- Mincer, Jacob. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Nat. Bur. Econ. Res., 1974.
- Mroz, Thomas A. and Barry M. Popkin. "Poverty and the Economic Transition in the Russian Federation," *Economic Development and Cultural Change* 44 (October 1995): 1-31.
- Murphy, Kevin M. and Finis Welch. "Empirical Age-Earnings Profiles," *Journal of Labor Economics* 8 (April 1990): 202-229.
- Newell, Andrew and Barry Reilly. "The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence," *Labour Economics* 3 (1996): 337-356.
- Nickel, Stephen. "Education and Lifetime Patterns of Unemployment," *The Journal of Political Economy* 87 (October 1979): S117-S131.
- Orazem, Peter, and Milan Vodopivec. "Winners and Losers in Transition: Returns to Education, Experience, and Gender in Slovenia". World Bank (August 1994).
- Psacharopoulos, George, and Richard Layard. "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique," Centre for Labour Economics, London School of Economics, November 1977.
- Riley, John G. "Testing the Educational Screening Hypothesis," *Journal of Political Economy* 87 (October 1979): S227-S252.
- Rosen, Sherwin. "Human Capital: a Survey of Empirical Research," *Research in Labor Economics*. 1977.
- Sakova, Zuzana. "Changes in Wage Structure and Differences in Determinants of Earnings: Gender, Experience and Education in 1984 and 1992 in the Czech and Slovak Republics," Unpublished Paper. 1996.

Swafford, Michael, etc. Sample of the Russian Federation Rounds V, VI, and VII of the Russian Longitudinal Monitoring Survey. Technical Report. March, 1997

Unemployment, Restructuring, and the Labor Market in Eastern Europe and Russia, Commander and Coricelli, eds., Washington, D.C.: World Bank EDI Development Study.

Willis Robert J. "Wage Determinants: a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," Handbook of Labor Economics, Volume 1. Elsevier Science Publishers BV, 1986: 525-602.

van Ours, J.C. and G.Ridder. "Job Matching and Job Competition: Are Lower Educated Workers at the Back of Job Queues?" European Economic Review 39 (1995): 1717-1731.

Приложения

Дескриптивная статистика основных переменных
Таблица А1.1:
Распределение населения по сферам занятости, %

	Госкомстат (данные по предприятиям)			РМЭЗ (данные опроса индивидов)		
	1993	1994	1995	1994	1995	1996
Всего	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Промышленность	29.4	27.2	25.7	26.8	26.7	25.5
Сельское и лесное хозяйство	14.6	15.4	15.7	11.0	10.5	10.6
Транспорт и связь	7.6	7.8	7.9	8.0	8.1	7.8
Строительство	10.1	9.9	9.7	8.6	8.3	7.2
Торговля и коммерция	9.0	9.5	9.7	11.2	11.8	12.5
Жилищно-коммунальное хозяйство	4.2	4.4	4.9	4.6	4.2	4.8
Здравоохранение	6.0	6.4	6.7	7.1	7.3	7.8
Образование, культура и искусство	10.2	10.8	11.3	11.4	11.3	11.6
Наука	3.2	2.7	2.5	2.7	2.6	2.1
Финансы и страхование	0.8	1.1	1.3	1.2	1.3	1.4
Органы власти и управления	2.3	2.4	2.5	2.4	2.5	2.8
Другие	2.6	2.5	2.1	5.0	5.4	6.0
Другие отрасли				0.9	1.1	1.3
Армия				2.3	2.1	2.6
Милиция				1.7	2.0	2.0
Общественные организации				0.1	0.2	0.1

Таблица А1.2.

Переменные	Выборка занятого населения		Выборка респондентов, получающих заработки по основному месту работы	
	1995	1996	1995	1996
N (размер выборки)	4887	4658	2902	2384
Мужчины (%)	49.85%	49.33%	47.83%	46.31%
Возраст (лет)	38.89	39.01	39.54	39.54
EXP (лет)	21.29	21.35	21.69	21.57
TEN (лет)	8.74	7.71	9.44	8.21
SCH (лет)	11.58	11.66	11.84	11.97
ОБРАЗОВАНИЕ				
Начальная школа	14.57%	13.42%	12.37%	11.41%
Средняя школа	27.69%	27.33%	26.08%	24.71%
ПТУ	14.69%	15.01%	14.20%	13.59%
Техникум	22.51%	23.14%	23.98%	25.42%
ВУЗ	20.54%	21.10%	23.36%	24.87%
РОД ЗАНЯТИЙ				
Менеджеры и чиновники	3.52%	1.07%	4.13%	0.96%
Высококвалиф. специалисты	13.71%	17.00%	16.30%	20.64%
Техники	14.45%	14.55%	16.06%	15.98%
Служащие	6.51%	6.35%	7.48%	7.76%
Работники сферы услуг	7.80%	7.28%	9.37%	9.52%
Агроспециалисты	0.37%	0.64%	0.14%	0.54%
Ремесленники и мастера	15.72%	15.69%	16.30%	15.86%
Рабочие	17.43%	17.32%	16.30%	15.86%
Неквалифицированные работники	12.73%	12.88%	12.44%	11.53%
Военнослужащие	1.21%	1.27%	1.48%	1.34%

Оценки функций заработной платы, выполненные с использованием региональных дефляторов

Таблица А2.1.

Зависимая переменная - lnWPH (логарифм почасовой заработной платы по основному месту работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.347*** (10.399)	0.281*** (7.751)	0.278*** (6.987)
ОБРАЗОВАНИЕ Средняя школа	0.012 (0.191)	0.123* (1.815)	0.208*** (2.722)
ПТУ со средним образованием	0.025 (0.381)	0.138* (1.827)	0.080 (0.934)
Техникум	0.244*** (4.038)	0.219*** (3.177)	0.337*** (4.390)
ВУЗ	0.551*** (9.052)	0.488*** (7.075)	0.510*** (6.691)
EXP	0.008 (1.506)	0.018*** (3.393)	0.003 (0.538)
EXP ²	-0.0003*** (-3.396)	-0.0004*** (-4.048)	-0.0001 (-1.267)
TEN	0.008 (1.456)	-0.003 (-0.555)	-0.000 (-0.004)
TEN ²	-0.0001 (-0.351)	0.0002 (0.976)	-0.0001 (-0.044)
Константа	2.526*** (33.251)	2.341*** (28.795)	2.436*** (26.752)
N	3365	2841	2334
R ²	0.0937	0.0576	0.0542

Исключенная дамми-переменная: неполное среднее образование

Во всех таблицах данного приложения: t-статистика в скобках

*** Коэффициент статистически значим при 1% уровне значимости

**Коэффициент статистически значим при 5% уровне значимости

* Коэффициент статистически значим при 10% уровне значимости

Таблица А2.2.

Зависимая переменная - lnWPH (логарифм почасовой заработной платы по основному месту работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.340*** (10.319)	0.291*** (8.151)	0.276*** (6.987)
SCH	0.078*** (11.620)	0.064*** (8.682)	0.061*** (7.387)
EXP	0.002 (0.462)	0.015*** (2.883)	0.001 (0.123)
EXP ²	-0.0002 (-1.598)	-0.000*** (-3.225)	-0.0001 (-0.633)
TEN	0.009* (1.636)	-0.003 (-0.544)	0.001 (0.197)
TEN ²	-0.0001 (-0.680)	0.0002 (0.899)	-0.0001 (-0.269)
Константа	1.802*** (18.020)	1.795*** (16.827)	1.986*** (16.789)
N	3365	2841	2334
R ²	0.0832	0.0566	0.0466

Таблица А2.3.

Зависимая переменная - lnWPH (логарифм почасовых выплаченных и задержанных заработков с натуральными выплатами по основному месту работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.322*** (9.444)	0.253*** (6.912)	0.214*** (5.318)
ОБРАЗОВАНИЕ	0.017	0.159**	0.163***
Средняя школа	(0.271)	(2.354)	(2.157)
ПТУ со средним образованием	0.020 (0.293)	0.145* (1.926)	0.105 (1.234)
Техникум	0.213*** (3.467)	0.262*** (3.802)	0.371*** (4.857)
ВУЗ	0.533*** (8.594)	0.519*** (7.514)	0.578*** (7.585)
EXP	0.010** (1.993)	0.019*** (3.649)	0.009 (1.509)
EXP ²	-0.000*** (-3.713)	-0.001*** (-4.343)	-0.0003** (-2.243)
TEN	0.007 (1.380)	-0.001 (-0.199)	0.001 (0.114)
TEN ²	-0.000 (-0.176)	0.0001 (0.704)	-0.0001 (-0.374)
Константа	2.384*** (30.857)	2.275*** (27.796)	2.342*** (25.711)
N	3471	2968	2559
R ²	0.0803	0.0545	0.0544

Исключенная дамми-переменная: неполное среднее образование

Таблица А2.4.

Зависимая переменная - lnWPH (логарифм почасовых выплаченных и задержанных заработков с натуральными выплатами по основному месту работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.317*** (9.394)	0.260*** (7.204)	0.212*** (5.305)
SCH	0.073*** (10.547)	0.066*** (8.850)	0.065*** (9.012)
EXP	0.005 (1.061)	0.017*** (3.163)	0.005 (0.815)
EXP ²	-0.0002** (-2.087)	-0.000*** (-3.579)	-0.0001 (-1.204)
TEN	0.008 (1.534)	-0.001 (-0.180)	0.002 (0.323)
TEN ²	-0.0001 (-0.451)	0.0001 (0.633)	-0.0001 (-0.616)
Константа	1.712*** (16.783)	1.736*** (16.098)	1.748*** (14.653)
N	3471	2968	2559
R ²	0.0692	0.0534	0.0484

Таблица А2.5.

Зависимая переменная - lnWPHTOT (логарифм почасовой совокупной заработной платы со всех мест работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.349*** (10.037)	0.266*** (7.285)	0.248*** (6.144)
ОБРАЗОВАНИЕ	0.054	0.165**	0.179**
Средняя школа	(0.873)	(2.491)	(2.371)
ПТУ со средним образованием	-0.014 (-0.198)	0.200*** (2.689)	0.084 (0.985)
Техникум	0.160*** (2.575)	0.269*** (3.939)	0.305*** (3.967)
ВУЗ	0.522*** (8.298)	0.507*** (7.386)	0.519*** (6.755)
EXP	0.002 (0.398)	0.026*** (5.021)	0.008 (1.350)
EXP ²	-0.000*** (-2.714)	-0.001*** (-5.622)	-0.0002** (-2.296)
TEN	-0.008 (-1.405)	-0.021*** (-3.459)	-0.019*** (-2.882)
TEN ²	0.0003** (1.982)	0.0006*** (3.090)	0.0004** (1.996)
Константа	2.661*** (34.869)	2.352*** (29.510)	2.543*** (28.212)
N	3826	3337	2881
R ²	0.0773	0.0533	0.0494

Исключенная дамми-переменная: неполное среднее образование

Таблица А2.6.

Зависимая переменная - lnWPHTOT (логарифм почасовой совокупной заработной платы со всех мест работы)			
	1994	1995	1996
MALE	0.349*** (10.112)	0.272*** (7.535)	0.250*** (6.240)
SCH	0.066*** (9.333)	0.062*** (8.314)	0.064*** (7.690)
EXP	-0.002 (-0.376)	0.023*** (4.529)	0.004 (0.816)
EXP ²	-0.0001 (-1.249)	-0.001*** (-4.930)	-0.0002 (-1.470)
TEN	-0.007 (-1.238)	-0.021*** (-3.462)	-0.018*** (-2.678)
TEN ²	0.0003* (1.740)	0.0006*** (3.049)	0.0004* (1.767)
Константа	2.052*** (20.242)	1.879*** (17.844)	2.041*** (17.436)
N	3826	3337	2881
R ²	0.0654	0.0526	0.0451

Таблица А2.7:

Гендерные различия в детерминантах заработной платы

Зависимая переменная - lnWAGE (логарифм ежемесячной заработной платы по основному месту работы)						
	1994		1995		1996	
	Мужч	Женщ	Мужч	Женщ	Мужч	Женщ
lnHR	0.288*** (6.268)	0.205*** (5.381)	0.193*** (3.838)	0.160*** (3.490)	0.243*** (3.219)	0.225*** (3.723)
SCH	0.069*** (7.654)	0.090*** (10.662)	0.054*** (5.709)	0.082*** (8.321)	0.066*** (5.786)	0.054*** (4.929)
EXP	0.016** (2.330)	0.006 (1.016)	0.026*** (3.537)	0.030*** (4.759)	0.004 (0.487)	0.014** (2.004)
EXP ²	-0.000*** (-3.204)	-0.000 (-1.619)	-0.001*** (-4.408)	-0.001*** (-4.673)	-0.000 (-0.919)	-0.000*** (-2.770)
TEN	0.009 (1.158)	0.005 (0.839)	-0.008 (-0.958)	-0.006 (-0.740)	0.016 (1.648)	-0.013 (-1.608)
TEN ²	-0.000*** (-0.587)	-0.000 (-0.057)	0.000 (1.040)	0.000 (0.519)	-0.001*** (-2.101)	0.000* (1.735)
Константа	9.803*** (38.165)	9.594*** (43.200)	11.266*** (39.002)	10.566*** (40.459)	11.290*** (27.477)	11.124*** (32.745)
R ²	0.093	0.105	0.068	0.093	0.061	0.059
N	1623	1753	1346	1490	1082	1252