

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

А.Л. Лукьянова

**ОТДАЧА ОТ ОБРАЗОВАНИЯ:
ЧТО ПОКАЗЫВАЕТ МЕТААНАЛИЗ**

Препринт WP3/2010/03
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Москва
2010

Л 84 Лукьянова А. Л.
Отдача от образования: что показывает метаанализ*. Препринт WP3/2010/03. — М.: Издательский дом Государственного университета — Высшей школы экономики. — 60 с.

В работе использован метод метаанализа для обобщения оценок отдачи от образования в России за 1990–2000-е годы. Наши расчеты подтверждают интенсивный рост отдачи от образования, которая достигла 8% на каждый дополнительный год обучения в начале 2000-х годов. С середины 2000-х годов началось снижение отдачи от образования. Наблюдается значительный разброс оценок отдачи в зависимости от дизайна исследования, спецификации и методов оценивания уравнения заработной платы. Оценки отдачи выше при использовании расчетной продолжительности обучения вместо фактической, а также при оценивании уравнения методом наименьших квадратов. Из независимых переменных ключевую роль играют форма собственности и тип населенного пункта (город/село). Учет региональных факторов ведет к уменьшению оценок отдачи от образования лишь в том случае, если они включаются в уравнение на уровне субъектов РФ.

УДК 303:37
ББК 74в6

Ключевые слова: отдача от образования, мета-анализ, человеческий капитал, уравнение заработной платы

Лукьянова А. Л. — ЦеТИ ГУ ВШЭ

*Автор выражает признательность за ценные советы и комментарии В. Гимпельсону и Р. Капелюшникову.

Препринты Государственного университета — Высшей школы экономики размещаются по адресу: <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>

© Лукьянова А. Л., 2010
© Оформление. Издательский дом
Государственного университета —
Высшей школы экономики, 2010

1. Введение

С 1950-х годов, когда Г. Беккер и Т. Шульц предложили рассматривать образование как специфический вид инвестиций, образованию отводится важная роль при обсуждении вопросов экономической и социальной политики. С макроэкономической точки зрения образование является одним из важнейших факторов экономического роста. Международные сопоставительные исследования показывают, что увеличение средней продолжительности обучения на один год могло бы привести к увеличению подушевого ВВП на 3–6% или к ускорению темпов роста ВВП примерно на 1 п.п.¹ Образование имеет также важные внешние эффекты. Рост образования в стране может способствовать снижению неравенства, увеличению отдачи от других активов, росту социальной стабильности, снижению уровня преступности, увеличению продолжительности жизни и т.д. Инвестиции в образование выгодны и с точки зрения самих индивидов. Отдача от образования практически повсеместно оказывается выше, чем доходность банковских депозитов и других видов инвестиций. Кроме того, сравнение средней нормы отдачи от образования с процентными ставками позволяет оценить недостаточность или избыточность накопленного человеческого капитала (*under/over-education*). Тот факт, что отдача от образования во многих странах превышает доходность других активов, указывает на то, что в этих странах еще не достигнут оптимальный, с экономической точки зрения, уровень образованности рабочей силы. В то же время неверные оценки отдачи от образования и сделанные на их основе выводы могут иметь серьезные последствия для экономической политики (Bennell, 1996).

¹ Подробный обзор макроэкономических эффектов образования см. в (Sianesi, Reepen, 2003). Вместе с тем Б. Шианези и Дж. Ринен отмечают, что наиболее сильное влияние образования на экономический рост наблюдается при низком среднем уровне образования в стране, а после достижения средней продолжительности обучения в 7,5 лет позитивное влияние образования на экономический рост уменьшается.

С середины 1990-х годов, когда появились первые оценки отдачи от человеческого капитала по России, накопилось достаточно много результатов, полученных разными методами и по разным выборкам. При этом выводы авторов далеко не однозначны, и в литературе по российскому рынку труда до сих пор нет четкого понимания того, что происходило с отдачей от образования в 1990–2000-е годы. Ряд работ (например, (Gorodnichenko, Sabirianova, 2005)) показывает, что на протяжении 1990-х годов отдача от образования стремительно росла и к концу 1990-х годов достигла уровня развитых стран с высоким уровнем отдачи от образования (США, Великобритания). Другие работы (например, (Cheidvasser, Benítez-Silva, 2007)) приходят к обратным выводам — отдача от образования, хотя и выросла в 1990-е годы, но по-прежнему остается существенно ниже среднего уровня отдачи в развитых странах². Столь разные результаты ведут к диаметрально противоположным выводам о темпах трансформации российского рынка труда, сложившейся структуре заработных плат и стимулах к получению образования.

В данной работе мы попытаемся обобщить уже имеющиеся результаты из разных исследований, используя для этого метод метаанализа. Известно, что исследователи, изучая один и тот же вопрос и работая с одними и теми же базами данных, нередко приходят к разным выводам. Метаанализ — это совокупность статистических процедур, которые позволяют объединить результаты большого числа работ и выяснить, что в них есть общего, какие имеются расхождения и от чего эти расхождения зависят. В частности, с помощью метаанализа можно получить более точную и достоверную оценку среднего значения и динамики изучаемых параметров. Метаанализ появился в медицине для анализа данных клинических исследований, но затем стал активно применяться в других науках, в том числе в экономике. Он неоднократно использовался и при изучении отдачи

² По оценкам Дж. Псахаропулоса и Г. Патриноса, которые анализировали данные по 98 странам, в среднем по миру отдача от дополнительного года обучения составляет 9,7% (Psacharopoulos, Patrinos, 2004). В развивающихся странах средние отдачи выше, чем в развитых. В среднем по странам — членам ОЭСР отдача от образования равна 7,5%, но при достаточно большой вариации оценок (большая часть оценок по развитым странам лежит в диапазоне от 4 до 12%). При этом отдачи, как правило, выше в странах с либеральной экономикой (США, Япония, Великобритания) и ниже в странах с социально ориентированной экономикой (Норвегия, Нидерланды, Германия).

от образования в развитых странах (см., например, (Ashenfelter et al., 1999; Harmon et al., 2003; Pereira and Martins, 2004)). Несколько лет назад появилась первая работа по странам с переходной экономикой, в которой с помощью метаанализа изучалась отдача от образования в странах Центральной и Восточной Европы, России и Китае (Fleisher et al., 2005).

Наша методология аналогична методологии других работ, посвященных метаанализу отдачи от образования, но мы концентрируемся на оценках по России, охватывающих период с 1990 по 2008 г. Наша цель — понять, в чем причины того, что исследователи, изучающие российский рынок труда, приходят к столь разным оценкам отдачи от образования в России. Использование разных источников данных? Применение разных методов оценивания? Особенности формирования выборки? Различия в спецификации уравнений?

Наша работа структурирована следующим образом. Второй раздел посвящен методологическим вопросам: спецификации уравнения заработной платы и эконометрическим проблемам, возникающим при его оценивании. В третьем разделе представлено краткое описание метода метаанализа, который мало знаком большинству российских экономистов, и дается его сравнение с традиционным обзором литературы. В четвертом разделе прослеживается эволюция российского человеческого капитала в 1990–2000-е годы и обсуждается ее возможное влияние на отдачу от образования в России. В следующих двух разделах описываются используемые метаданные и представляются результаты оценивания метарегрессии. В седьмом разделе обсуждаются результаты «метааналитической симуляции» на основе данных РМЭЗ. В Заключение делаются выводы.

2. Методологические основы: уравнение Минцера

Центральное место в теории человеческого капитала принадлежит понятию внутренней нормы отдачи от образования. Это прямой аналог нормы прибыли на физический или финансовый капитал. Предполагается, что индивиды сравнивают отдачу от каждого дополнительного года обучения с отдачей от других активов (процентами по банковским депозитам, дивидендами на акции и проч.). В за-

зависимости от результатов сравнения принимается решение о продолжении учебы либо о ее прекращении. Если ожидаемые выгоды от дополнительного года обучения выше издержек, то принимается решение о продолжении обучения, в противном случае – решение о прекращении учебы.

Настоящий «взрыв» интереса к теории человеческого капитала произошел после выхода работ Дж. Минцера. Минцер показал, что внутреннюю норму доходности от инвестиций в образование можно рассчитать, используя простое уравнение:

$$\log(Wage_i) = \alpha + X_i\beta + rSCH_i + \delta EXP_i + \gamma Exp_i^2 + u_i, \quad (1)$$

где $\log(Wage)$ – логарифм заработной платы; SCH – продолжительность обучения (в годах); EXP – стаж работы; X – другие (контрольные) переменные, влияющие на уровень заработков; u – остаточный член, отражающий влияние всех остальных переменных, которые предполагаются независимыми от X и SCH . Для оценки коэффициентов уравнения (1) чаще всего используется метод наименьших квадратов (МНК).

Если прямые издержки на образование достаточно малы, то коэффициент при переменной образования r будет равен внутренней норме отдачи от образования. Константа (α) интерпретируется как средняя заработная плата работников, не получивших никакого образования, не имеющих опыта работы и, соответственно, занятых на рабочих местах, не требующих квалификации.

Помимо формального образования в учебных заведениях необходимые знания и навыки могут быть получены непосредственно в процессе работы или на дополнительных курсах, организуемых работодателем. В результате заработная плата работников может расти по мере увеличения общего трудового стажа. Минцер предложил включать опыт работы в уравнение (1) в квадратичной форме, чтобы учесть нелинейный характер накопления этого вида человеческого капитала. Основная часть прикладных знаний и навыков накапливается в первые годы работы, а затем этот процесс замедляется. Более того, при приближении к пенсионному возрасту происходит постепенное обесценение человеческого капитала, поскольку у работников ухудшается здоровье и снижаются стимулы к получению новых знаний и навыков. Из-за того, что вопросы о фактическом стаже

задаются редко, он часто аппроксимируется потенциальным стажем работы, равным возрасту индивида за вычетом продолжительности обучения и обычного возраста начала обучения (6 или 7 лет, в зависимости от страны).

Несмотря на серьезную критику минцеровского уравнения (см. обзор в (Heckman et al., 2006)), оно до сих пор является главной «рабочей лошадкой» эмпирических исследований отдачи от человеческого капитала. Однако по сей день ведутся споры о спецификации уравнения и методах его оценивания. Отметим, что значительные различия в оценках отдачи от образования характерны не только для работ по России. Например, оценки норм отдачи от образования в Китае в начале 1990-х годов варьируют в опубликованных(!) работах от 4,8% до 12,2%, в Великобритании в 1980-е годы – от 6,8% до 15,3% (Psacharopoulos, Patrinos, 2004). Различия зависят от используемых данных, подходов к ограничению выборки, методов оценивания, набора контрольных переменных и т.д. Подробный анализ этих проблем выходит за рамки данной статьи (см., например, (Hartog, van den Brink, 2007)). Мы кратко остановимся на тех методологических и технических вопросах, ответы на которые существенны при анализе имеющихся оценок отдачи по России.

Во-первых, теория ничего не говорит о том, какие заработные платы – часовые, месячные или годовые – должны стоять в левой части уравнения. Между тем выбор временного промежутка для измерения заработной платы может оказывать серьезное влияние на величину отдачи от образования. С методологической точки зрения наиболее предпочтительными являются данные о годовых заработках (желательно записанные не со слов респондента, а взятые из его налоговой декларации). Их использование позволяет устранять влияние сезонных колебаний заработков, учесть различия в продолжительности отпусков и других факторах, влияющих на продолжительность рабочего времени. Данные о месячных заработках обычно не учитывают эти обстоятельства, поэтому при их использовании приходится накладывать дополнительные ограничения, например, нередко из выборки исключают работников, работавших неполное рабочее время. Кроме того, результаты могут существенно различаться в зависимости от того, в каком месяце проводится опрос.

Зарубежные исследования свидетельствуют о том, что оценки отдачи, как правило, оказываются выше, когда рассматриваются зара-

ботки за более длительные промежутки времени (Card, 1999). Другими словами, отдача от образования оказывается выше при использовании месячных и особенно годовых заработков, чем при использовании часовых заработков³. Причина состоит в том, что более высокая заработная плата служит стимулом для того, чтобы работать дольше. Здесь действует так называемый «эффект замещения» – по мере увеличения ставки заработной платы увеличивается альтернативная стоимость свободного времени. Более образованные работники с более высокой часовой заработной платой во многих странах в среднем работают дольше своих менее образованных коллег. Чем длительнее рассматриваемый промежуток измерения времени, тем лучше можно отследить различия в продолжительности рабочего времени. Однако законодательное регулирование продолжительности рабочего времени может свести на нет действие эффекта замещения. Хорошим примером является установление более короткой продолжительности рабочей недели и/или более длительных отпусков для отдельных категорий работников государственного сектора (учителя, врачи). В результате даже при достаточно высоких часовых ставках эти категории могут иметь невысокие месячные и годовые заработки. Дополнительное искажение вносят неденежные формы вознаграждения, которые могут «заменять» денежные стимулы. Значительная часть высокообразованных работников может предпочесть высокой заработной плате щедрый социальный пакет и/или надежные гарантии занятости. В целом регулирование продолжительности рабочего времени и неденежные формы вознаграждения могут привести к тому, что в экономике не будет наблюдаться ожидаемой положительной связи между заработной платой и продолжительностью рабочего времени. Как следствие, может не быть значимой связи между отдачей от образования и интервалом времени, за который измеряется заработная плата.

Во-вторых, минцеровское уравнение исходит из предпосылки о том, что образование является экзогенной переменной, которая никак не связана с ненаблюдаемыми переменными, оказывающими влияние на заработную плату. В действительности это не так. Основным источником эндогенности в уравнении (1) считаются различия

³ При использовании переменной часовых заработков для работников, работающих на рабочих местах с почасовой оплатой, берется их часовая ставка. Для всех остальных месячный или недельный оклад делится на отработанное время.

в способностях. Чаще всего у исследователей нет данных о способностях, между тем невключение этой переменной в уравнение может привести к смещению в оценке отдачи от образования. Дело в том, что способности могут одновременно влиять и на продолжительность обучения, и на размеры заработной платы. Более способным индивидам проще получить более высокий уровень образования (они быстрее усваивают материал, им легче сдавать экзамены, у них выше шансы получить стипендии и гранты), но в то же время они чаще получают более высокую заработную плату, чем их менее способные коллеги с тем же уровнем формального образования. В результате, если способности не включаются в уравнение, коэффициент при переменной образования представляет собой сумму двух эффектов – способностей и собственно образования. Поэтому уравнение может давать завышенную оценку отдачи от образования. В литературе было предложено несколько способов «борьбы» с этой проблемой. Большинство из них предполагает использование метода инструментальных переменных или естественных экспериментов. Впрочем, оценки, полученные этими методами, зачастую оказываются выше оценок, рассчитанных по МНК. Отсюда делается вывод о том, что МНК, скорее всего, не дает завышенных оценок, наоборот, из-за ошибок измерения оценки отдачи, рассчитанные по МНК, являются заниженными (подробнее о методах оценивания см., например, (Card, 2001)).

Еще одним потенциальным источником искажения при оценивании отдачи от образования могут быть различия в уровне занятости между группами с разными уровнями образования. Широко известно, что у людей с более высоким уровнем образования меньше риск потерять работу и оказаться безработными, а если это все же случается, то они, как правило, быстрее находят новую работу. Они также реже уходят с рынка труда в неактивность до достижения пенсионного возраста. Как следствие, среди более образованных людей уровень занятости оказывается выше, чем среди менее образованных. Особенно сильно связь между образованием и уровнем занятости прослеживается у женщин. Однако решение работать или не работать (в качестве наемного работника) зависит от соотношения между резервируемой заработной платой и той, на которую реально может рассчитывать человек. Поэтому незанятыми оказываются те индивиды, для которых рыночная заработная плата ниже той зара-

ботной платы, за которую они готовы были бы работать. Индивиды с низким уровнем образования и низкой производительностью труда имеют более высокую вероятность оказаться в подобной ситуации. В эконометрике этот феномен называется эффектом самоотбора (*sample selection*). Из-за его действия выборка работающих индивидов перестает быть случайной, что может привести к завышению оценки отдачи от образования (Heckman, 1990). В то же время если в качестве альтернативы занятости по найму рассматривать не только незанятость, но и самозанятость, то эффект самоотбора может работать в разных направлениях. Направление эффекта при сравнении занятости по найму и самозанятости зависит от того, какие причины обуславливают выбор людей в пользу последней. Если большинство самозанятых делают такой выбор из-за того, что не могут найти работу по найму, то обычно их доходы невелики, и это, как правило, работники с низким уровнем образования (Earle, Sakova, 2000). В этом случае эффект самоотбора имеет тот же знак, что и при сравнении занятых по найму и незанятых. Если же самозанятыми становятся в основном люди предпринимательского склада, стремящиеся реализовать свои идеи и амбиции, то доходы от самозанятости могут быть весьма значительны, а среди самозанятых будет больше лиц с высоким уровнем образования. Тогда эффект самоотбора будет занижать оценки отдачи от образования.

На практике исследователи редко имеют данные о доходах самозанятых (либо соответствующие вопросы не задаются в анкете, либо бывает очень непросто развести доходы и затраты), а потому в качестве группы сравнения занятым по найму чаще всего противостоит группа, объединяющая незанятых и две выделенные выше группы самозанятых. Результирующая величина эффекта самоотбора зависит от относительного размера каждой подгруппы и степени их разнородности. Теоретически эффект самоотбора может иметь любой знак, а также быть статистически незначимым. При этом важно отметить, что иногда статистическая незначимость может говорить не об отсутствии эффекта, а о неправильной спецификации модели, например, если в качестве группы сравнения берется слишком неоднородная совокупность. В эконометрике для устранения смещений, вызванных самоотбором, вместо МНК используют метод хекмановской коррекции (Heckman, 1990).

В-третьих, теория человеческого капитала не дает ответа на вопрос о том, какие дополнительные переменные можно, нужно или, наоборот, нельзя включать в качестве контрольных. Поэтому наборы контрольных переменных очень сильно различаются в разных работах. Для обоснования включения тех или иных переменных привлекаются другие теории. Например, исходя из теории эффективных заработных плат обосновывается включение переменных сектора, отрасли, размера и возраста предприятия. Теория переговоров объясняет включение переменной членства в профсоюзе. Теория компенсационных различий дает основание для включения условий труда и региональных переменных. При этом между указанными переменными и уровнем образования может существовать положительная или отрицательная корреляция. В этом случае включение или не-включение отдельных переменных может сильно повлиять на результаты.

В завершение этого краткого методологического обсуждения отметим, что отдача от человеческого капитала не является постоянной величиной. Даже в развитых и стабильных экономиках могут наблюдаться значительные колебания в величине и структуре отдачи от различных элементов человеческого капитала. В качестве примера можно привести резкий рост отдачи от университетского образования в США, произошедший в 1980-е годы. Возможные объяснения изменений в отдачах можно разделить на две большие группы: (1) изменения в действии рыночных сил (изменения в структуре спроса и предложения рабочей силы) и (2) изменения в институтах рынка труда. Естественно, эти две группы причин не являются взаимоисключающими – рыночные факторы объясняют средне- и долгосрочные тренды, а институциональные сдвиги отражаются в скачкообразных изменениях. Со стороны спроса на труд в качестве ключевого фактора чаще всего называется технический прогресс, а точнее, вызываемое им смещение спроса в пользу квалифицированных кадров (*skill-biased technological change*). Кроме того, значимую роль играет расширение международной торговли и изменения в международном разделении труда, в частности, перевод промышленного производства в развивающиеся страны. Со стороны предложения труда сильное воздействие на динамику норм отдачи могут оказывать тенденции в сфере образования – быстрый рост образовательного уровня рабочей силы, связанный с увеличением доступности

высшего образования. На стороне предложения также действуют демографические факторы, миграция, распространение нестандартных трудовых контрактов и изменения в системе социальных пособий, влияющие на стимулы к труду. Институциональные факторы могут быть связаны с эволюцией минимальных заработных плат, деятельностью профсоюзов, реформами в трудовом и налоговом законодательстве. Сложная констелляция всех этих воздействий определяет траекторию эволюции отдачи от человеческого капитала.

3. Метод метаанализа

Описание метода метаанализа

Метаанализ крайне редко используется российскими исследователями⁴. К сожалению, на русском языке до сих пор не опубликовано ни одной книги о методике проведения метаанализа, хотя на английском языке имеются десятки публикаций на эту тему (см., например, (Wolf, 1986; Kulinskaya et al., 2008; Borenstein et al., 2009)). Кроме того, разработаны специальные программы для проведения метаанализа, а также отдельные модули для популярных статистических пакетов, таких как SPSS и Stata. Метаанализ как метод обобщения результатов множества исследований зародился в медицине, но затем стал активно применяться и в других областях (об истории метаанализа см. (O'Rourke, 2007)). В конце 1980-х годов появились первые приложения метаанализа в экономике. Здесь наибольшее распространение получила одна из разновидностей метаанализа — метарегрессионный анализ. Подробное описание соответствующей методологии выходит за рамки данной статьи, мы лишь остановимся на ее ключевых моментах.

Стандартная процедура метарегрессионного анализа состоит из следующих этапов:

⁴ Среди статей, опубликованных в ведущих российских экономических и социологических журналах, нам удалось найти всего две работы, в которых используется метод метаанализа (Гизатуллин, 2008; Локшин, 2008). Однако только работа Локшина базируется на российских данных — метод метаанализа использовался для изучения методологии российских исследований по проблемам бедности.

1. Формирование базы данных работ, относящихся к теме исследования.
2. Отбор оценок и их перерасчет при необходимости;
3. Дескриптивный анализ отобранных оценок.
4. Выбор метарегрессоров.
5. Оценивание метарегрессии.
6. Диагностика метарегрессии при помощи статистических тестов.
7. Интерпретация результатов.

Формирование базы анализируемых работ должно обеспечить максимально полный охват эмпирических работ, относящихся к теме исследования. При этом в метаанализ могут включаться как опубликованные, так и не опубликованные работы. Малый объем выборки также не должен становиться поводом для исключения работы из базы данных — комбинирование результатов нескольких небольших исследований может помочь выявить важные эффекты, которые оказываются статистически незначимыми из-за малого объема выборки в каждом из индивидуальных исследований. И все же некоторые ограничения могут быть необходимы (например, относительно страны, временного периода, методов оценивания и т.п.), но они должны быть четко прописаны и обоснованы в тексте метааналитической работы.

На следующем этапе происходит отбор тех работ, которые содержат оценки анализируемых параметров. В ряде случаев может потребоваться перерасчет оценок для приведения их к сопоставимому виду, поскольку исходные оценки могут быть рассчитаны разными методами и с использованием разных шкал. Например, при анализе премий по уровням образования может потребоваться их перерасчет по отношению к единому базовому уровню образования, поскольку в разных исследованиях за базу могут приниматься различные уровни образования. Зачастую оказывается полезным перейти от исходных абсолютных значений рассматриваемого параметра к относительным или стандартизированным значениям.

Дескриптивный анализ дает представление о характере распределения имеющихся оценок. Кроме того, при помощи специальных формул рассчитывается «усредненная» метаоценка. Метаоценка может рассчитываться с учетом корректировок на возможные систематические ошибки и на различия в качестве работ, измеряемые объе-

мом выборки, точностью оценок и т.д. Систематические ошибки чаще всего связывают с так называемой «проблемой картотечного ящика» (*file drawer problem*). Эта проблема возникает из-за того, что редакторы книг и журналов неохотно публикуют работы со статистически незначимыми результатами, да и сами исследователи стараются выбирать для статей спецификации со значимыми результатами. Как следствие, опубликованные работы часто имеют систематическую ошибку и содержат завышенные оценки изучаемых параметров (*publication bias*). В метаанализе разработаны статистические и нестатистические подходы к минимизации этой проблемы. Корректировка на различия в качестве работ позволяет присваивать больший вес оценкам с меньшими стандартными ошибками. Как и в случае с обычными оценками, кроме точечного значения для метаоценки рассчитывается доверительный интервал.

Отобранные оценки будут являться зависимой переменной и, соответственно, ставятся в левой части метарегрессии. Выбор независимых переменных для правой части уравнения – метарегрессоров – является непростой задачей. Во-первых, в их состав обязательно должны включаться дамми-переменные для источников данных, по которым проводилось оценивание в анализируемых работах. Во-вторых, среди метарегрессоров должны быть переменные, характеризующие эконометрические различия в работах. Это могут быть дамми-переменные для методов оценивания, объема выборки, спецификаций уравнений, способов формирования зависимых и независимых переменных и т.п. Все различия учесть, естественно, невозможно, поэтому следует останавливаться только на принципиальных и часто встречающихся различиях между работами – менее важные различия «уйдут» в случайный остаточный член метарегрессии.

Непосредственно оценивание метарегрессии может осуществляться разными методами – методом наименьших квадратов либо панельными методами с фиксированным и случайным эффектом, если большинство работ представлено не одной, а несколькими оценками. Метарегрессионный анализ дает возможность выявить причины расхождений в результатах исследований. Он позволяет ответить, в какой степени на результат влияет использование разных баз данных, а в какой степени результат зависит от использования того или

иного эконометрического метода. При этом ответы удовлетворяют условию «при прочих равных», т.е. показывают чистый вклад того или иного фактора.

На следующем этапе проводится диагностика метарегрессии. Главная задача – определить насколько хорошо, со статистической точки зрения, оценена сама метарегрессия. Для этой цели используются стандартные и специальные статистические тесты. Как и обычные регрессии, метарегрессия оценивается с позиций правильности спецификации, объясняющей способности, учета проблем гетероскедастичности, автокорреляции и т.п. Специальные статистические тесты могут быть направлены на идентификацию специфических проблем, связанных с использованием метаанализа. Если диагностические тесты подтверждают хорошее качество метарегрессионной модели, можно переходить к завершающему этапу анализа – интерпретации результатов с формулированием рекомендаций для практики и дальнейших научных исследований.

Метаанализ и традиционный обзор литературы

Метаанализ может дополнить традиционный обзор литературы, прежде всего в тех областях знаний, где уже накопилось много эмпирических результатов, причем достаточно противоречивых. Обилие и неоднородность оценок, полученных разными методами и на разных выборках, затрудняют задачу обобщения. Описание и даже перечисление всех имеющихся результатов иногда просто физически невозможно, да и вряд ли интересно потенциальным пользователям обзора. Поэтому в традиционный обзор литературы обычно попадают лишь наиболее заметные работы, а большая часть работ остается незатронутой. Метаанализ позволяет расширить охват литературы за счет тех работ, которые в традиционные обзоры не включаются. Это небольшие работы, опубликованные в малоизвестных журналах или не публиковавшиеся доклады и препринты. Метаанализ дает систематизированную выжимку из всего множества работ.

Метаанализ может не только дополнить обычный обзор литературы, но и компенсировать некоторые недостатки последнего. Главная проблема традиционного обзора литературы заключается в том,

что авторы обзоров опускают значительную часть литературы, посвященной изучаемой проблеме. Причем чаще всего они делают это совершенно осознанно, в соответствии с собственными методологическими установками и ожиданиями. Между тем опыт применения метаанализа показывает, что отброшенные по методологическому признаку работы могли бы служить убедительным аргументом не против, а в пользу тезисов авторов соответствующих обзоров литературы (см. примеры в (Stanley, 2001)).

Метаанализ менее «избирателен» в отношении того, каким методом или при помощи какой спецификации были получены имеющиеся оценки. Наоборот, многообразие методов и спецификаций превращается из недостатка в достоинство. Анализируя все множество оценок, метаанализ позволяет выявить влияние разных методов и спецификаций на величину оценки. Нередко оказывается, что теоретические опасения не находят подтверждения. Так, ожидаемые систематические смещения оценивания, из-за которых часть работ была отвергнута в традиционном обзоре литературы, оказываются несущественными. И наоборот, источники, отобранные в некоторые обзоры литературы, показывают гораздо более существенные систематические ошибки.

Кроме того, авторы традиционных обзоров литературы, избежав опасности отбросить «методологически ущербные» работы, могут попасть в ловушку противоположного свойства. В солидных обзорах литературы нередко можно увидеть таблицы, обобщающие результаты одного-двух десятков исследований. В подобных таблицах оценки группируются в зависимости от того, как эти оценки соотносятся с некоторой исходной теорией — подтверждают, отвергают либо не дают определенного ответа. Авторы обзоров зачастую не могут отказаться от соблазна посчитать «голоса» за и против той или иной теории, делая на основе подсчета «голосов» вывод об объясняющей способности этой теории. Ошибка заключается в том, что вопросы о справедливости теории нельзя решать подобным «голосованием». Вероятность неверных выводов при таком табличном подходе очень высока, более того, как ни парадоксально, добавление дополнительных исследований в «список для голосования» может привести не к снижению, а к увеличению этой вероятности (Borenstein et al., 2009). Работы могут различаться по методологии, объему выборки, месту, времени и другим обстоятельствам, способным оказать огромное

влияние на результат. Метаанализ позволяет разделить эти многообразные и разнонаправленные влияния и открыть новые факты, неочевидные при простом табличном представлении результатов разных исследований.

Проблемы, связанные с использованием метаанализа

Как и всякий другой статистический метод, метаанализ не свободен от недостатков. Во-первых, мы уже упоминали о «проблеме картотечного ящика», которая ведет к завышению оценок изучаемых параметров в опубликованных работах. (Впрочем, эта проблема существенна и для традиционного обзора литературы.) В метаанализе частично решить эту проблему позволяет использование неопубликованных работ. Кроме того, в последние годы были разработаны и продвинуты статистические методы борьбы с этим недостатком.

Во-вторых, метаанализ часто критикуют за «всеядность» — в анализируемую совокупность оценок попадают работы как высокого, так и очень низкого качества. Действительно, в метаанализе нет строгих критериев для отбора работ и выделения важных регрессоров. Однако и здесь субъективность при отборе работ играет меньшую роль, чем при традиционном отборе литературы. При метаанализе формулируются общие правила для исключения работ, а не исключаются отдельные работы. При этом правила должны быть явным образом прописаны, поэтому любой метаанализ можно повторить и сделать заново, изменив критерии отбора работ. Кроме того, в состав регрессоров могут быть введены дополнительные переменные, характеризующие качество оценок — например, метод оценивания, величина стандартной ошибки, объем выборки.

В-третьих, в метарегрессии, как правило, включаются только основные эффекты влияния переменных, эффекты взаимодействия (*interaction terms*) между различными переменными не учитываются. Причина состоит в том, что взаимодействия достаточно сложно кодировать для того, чтобы вставить в метарегрессию.

И, наконец, в-четвертых, проведение метаанализа оказывается невозможным для новых областей исследования до тех пор, пока там не будет накоплено минимально необходимое число исследований.

4. Эволюция человеческого капитала в России в 1990–2000-е годы и их влияние на отдачу от образования⁵

В период до начала реформ отдача от образования находилась на чрезвычайно низком уровне. По оценкам Грейзера (Graeser, 1988), в СССР отдача от образования составляла для среднего образования 2–3%, для высшего образования – около 5%. Низкие отдачи от человеческого капитала вполне укладываются в логику функционирования директивной экономики с бесплатным образованием, централизованными механизмами распределения трудовых ресурсов и идеологией превосходства рабочего класса. Столь же низкие отдачи от образования были характерны и для других стран с командной экономикой, например, в Чехии отдача от образования до начала реформ составляла 2,7% (Munich et al., 2005).

Переход к рыночной экономике привел к грандиозным сдвигам в структуре человеческого капитала. В первые же пореформенные годы произошло резкое обесценение значительной части человеческого капитала, накопленного в рамках социалистической системы. Многие знания и навыки, специфичные для командной экономики, утратили свою ценность при переходе к рынку. Трансформационная рецессия, сопровождавшаяся масштабной реструктуризацией отраслевой структуры экономики, вынудила многих работников сменить профессию⁶. Обесценение значительной части «унаследованных от советской эпохи» запасов человеческого капитала должно было привести к заметному снижению отдач от всех характеристик человеческого капитала.

Впрочем, рыночные реформы «запустили» и другие механизмы, действовавшие в направлении повышения отдач. Отказ от централизованного зарплатообразования и отмена государственного контроля над фондом заработной платы привели к тому, что тарифные сетки более не могли сдерживать рост дифференциации зарплаток. Либерализация цен и предоставление предприятиям возможности

⁵ Подробнее об эволюции человеческого капитала в 1990–2000-е годы см. (Капелюшников, 2006а; 2006б; 2008).

⁶ По оценкам К. Сабирьяновой, за 1991–1998 гг. свыше 40% российских работников сменили профессию (Sabirianova, 2001).

самостоятельно формировать политику оплаты труда привели к увеличению норм отдачи от образования и профессии до рыночного уровня. Действие этих факторов было особенно бурным в начале 1990-х годов, учитывая низкие отдачи от человеческого капитала на старте реформ.

Кроме того, с началом реформ появляется множество новых профессий в новых растущих сегментах экономики, прежде всего в частном секторе. Сокращение занятости в промышленности, развитие информационных технологий, финансовых и деловых услуг, а также в целом расширение частного сектора с более высоким уровнем заработных плат могли привести к переориентации спроса с менее квалифицированных на более квалифицированные группы работников, что должно было способствовать росту норм отдачи от образования.

Различия в реакции на реформы на стороне предложения труда могли усилить процессы на стороне спроса на труд. Речь идет о так называемом шульцевском аллокационном эффекте. В одной из своих работ Т. Шульц высказал предположение о том, что образование помогает быстрее адаптироваться в периоды структурных трансформаций и экономической нестабильности (Schultz, 1975). Благодаря значительным запасам общего человеческого капитала люди с более высоким уровнем образования быстрее находят новые возможности в возникающих неравновесных ситуациях, что приводит к временному увеличению отдачи от образования. В пореформенной России шульцевский аллокационный эффект должен был быть особенно силен в первые годы после начала реформ.

Затяжной трансформационный спад не подорвал стимулы к накоплению человеческого капитала. Наоборот, начиная с середины 1990-х годов наблюдается «взрывное» увеличение спроса на высшее образование. Активная экспансия высшего образования рано или поздно должна начать оказывать давление на нормы отдачи от образования. Это давление может проявляться в разных формах. Наиболее очевидный механизм давления – отставание спроса на работников с высшим образованием от их предложения. В результате часть работников с высшим образованием вынуждена работать на рабочих местах, не требующих высшего образования, что ведет к снижению средних зарплаток людей с высшим образованием. Впрочем, если при этом работники с более низким образованием, ранее за-

нимавшие эти рабочие места, вытесняются еще дальше вниз по профессиональной иерархии, то отдачи могут длительное время оставаться стабильными. В то же время массовое поступление в вузы может привести к дефициту неквалифицированных работников, и придется либо завозить их из-за рубежа, либо повышать им заработную плату. В последнем случае нормы отдачи от образования будут снижаться.

Механизм взаимодействия спроса и предложения работников с разными уровнями образования не единственный связанный с образованием фактор, влияющий на отдачи. Расширение вечерне-заочного образования, а также практики совмещения работы и учебы на очных отделениях вузов приводит к резкому снижению издержек образования — падают «утраченные заработки», которые являются основной составляющей затрат на образование. При принятии решения о продолжении образования в расчет принимаются более низкие издержки, чем прежде, и для их компенсации в будущем обладатели дипломов готовы будут согласиться на более низкие уровни заработной платы. Готовность значительной части выпускников принять низкие заработные платы может привести к существенному падению отдачи от образования. Кроме того, низкие затраты искусственно раздувают спрос на высшее образование, что само по себе может оказывать негативное влияние на заработки работников с высшим образованием.

Финансовое состояние большинства вузов зависит от количества студентов, прежде всего от количества студентов, обучающихся на платной основе. Заинтересованность вузов в увеличении числа студентов ведет к деградации стандартов обучения и практически повсеместному снижению качества образования. Образование низкого качества дает меньший прирост производительности труда, соответственно, должны снизиться и заработки соответствующей категории работников. Одновременно с общим падением произошло усиление дифференциации качества образования, что обесценивает сигнальную функцию образования. Само по себе наличие диплома о высшем образовании уже не может восприниматься работодателями как подтверждение определенного уровня способностей, знаний и квалификаций. В связи с этим увеличиваются издержки поиска кандидатов при найме на работу, которые впоследствии «перекладываются» на работника в виде более низкой заработной платы. Таким

образом, снижение качества образования также негативно влияет на отдачи от образования.

И еще одно замечание. Советская система высшего образования строилась на сравнительно строгом отборе при поступлении в высшие учебные заведения и жестких условиях отсева. С переходом к рыночной экономике резко увеличилось число вузов, а правила приема стали более либеральными, процент отсева снизился. Расширение возможностей и снижение издержек получения высшего образования привели к тому, что массовый доступ к высшему образованию получили учащиеся с достаточно низким уровнем способностей, которые прежде не могли бы стать студентами вузов. Как следствие, должно было произойти существенное снижение среднего уровня способностей среди обладателей дипломов о высшем образовании. С точки зрения оценивания уравнения (1) это означает ослабление связи между способностями и образованием и постепенное снижение искажающего влияния способностей на величину отдачи от образования. Поэтому можно полагать, что в начале 1990-х годов, когда связь между способностями и образованием была сильнее, оценки норм отдачи от образования по уравнению (1) могли быть завышены сильнее, чем в последние годы, когда оценки норм отдачи стали ближе к своим истинным значениям.

Существующие (традиционные) обзоры литературы по оценкам нормы отдачи от образования в пореформенной России (например, (Tan et al., 2007)) указывают на то, что отдача от образования быстро росла в середине — второй половине 1990-х годов, достигнув 7–8%, что соответствует уровню отдачи в большинстве развитых стран. В начале 2000-х годов, после вступления российской экономики в фазу подъема, она увеличилась еще на 2–3 п.п., приблизившись к отметке 10%. Однако уже к 2004–2005 гг. начинают наблюдаться признаки снижения отдачи⁷, так что, по словам Р. Капелюшников, «не исключено, что российская экономика уже достигла пограничной черты, за которой может начаться постепенное снижение экономической ценности образования» (Капелюшников, 2008. С. 44).

⁷ Впервые на признаки снижения отдачи от образования указывалось в книге «Заработная плата в России...» (2007).

5. Описание метаданных

Для метаанализа отдачи от образования мы использовали 197 оценок из 12 работ⁸. Табл. 1 дает общую характеристику этих работ и данных, по которым были сделаны оценки. Для увеличения числа оценок наряду с работами, уже опубликованными в книгах и журналах (как правило, международных), мы использовали и неопубликованные оценки. Заметим, что для анализа отбирались лишь те работы, в которых рассчитывались оценки нормы отдачи от образования, т.е. отдачи от дополнительного года обучения. Мы не стали рассматривать оценки премий на разные уровни образования – подобные оценки существуют, однако они немногочисленны и слишком разнородны для проведения метаанализа. Кроме того, для перевода этих премий в нормы отдачи от образования потребовалось бы сделать много дополнительных допущений.

При отборе оценок для анализа накладывался целый ряд исключений. Во-первых, мы исключили те оценки, которые невозможно отнести к какому-либо конкретному году. Это оценки из уравнений, которые строились по данным, объединенным за несколько лет. Во-вторых, мы исключили оценки, сделанные для отдельных подгрупп населения, принадлежность к которым является выбором индивида, поскольку в этом случае оценки отдачи искажаются эффектом самоотбора. Таким образом, из метаанализа «ушли» оценки отдачи от образования, делавшиеся отдельно для частного и государственного секторов, сельского и городского населения, а также для других более мелких групп. В то же время мы оставили оценки, сделанные для подвыборок мужчин и женщин, поскольку это разделение является экзогенным. В-третьих, мы исключили оценки из тех уравнений, где среди регрессоров присутствовали переменные профессиональной принадлежности. Это связано с высокой корреляцией между образованием и профессиональной принадлежностью, причем образование нередко выступает необходимым условием для занятия определенной должности. Поэтому при включении в уравнение заработной платы профессиональных переменных оценки отдачи от обра-

⁸ Brainerd (1998); Cheidvasser, Benítez-Silva (2007); Clark (2003); Flabbia, Paterpostrod, Tiongsone (2008); Gorodnichenko, Sabirianova (2005); Nesterova, Sabirianova (1998); Vernon (2002); Yemtsov, Snobloch, Mete (2006); Всемирный банк (2003); Денисова, Карцева (2007); Капелюшников, Лукьянова (2009); Лукьянова (2009).

Таблица 1. Общая характеристика метаданных по отдаче от образования

Характеристики метаданных	N	%
Количество работ	12	—
опубликованных в журналах/книгах	7	—
неопубликованных	5	—
Количество наблюдений	197	100
Характеристики выборки по полу:		
Оба пола	121	61,4
Только мужчины	38	19,3
Только женщины	38	19,3
Характеристики выборки по возрасту:		
Не ограничена по возрасту	79	40,1
Ограничена по возрасту	118	59,9
Источники данных:		
РМЭЗ	160	81,2
ВЦИОМ	6	3,1
ISSP	11	5,6
ОЗПП	20	10,2
Годы:		
1985	5	2,5
1990	5	2,5
1991	3	1,5
1992	9	4,6
1993	4	2,0
1994	15	7,6
1995	19	9,6
1996	32	16,2
1997	1	0,5
1998	26	13,2
1999	1	0,5
2000	22	11,2
2001	6	3,1
2002	15	7,6
2003	1	0,5
2004	5	2,5
2005	15	7,6
2006	1	0,5
2007	11	5,6
2008	1	0,5

зования занижаются. С методологической точки зрения правильнее оценивать общий эффект от образования, включающий дополнительные доходы от получения доступа к более высокооплачиваемым профессиям⁹.

Отобранные для анализа оценки охватывают период с 1985 по 2008 г., однако внутри этого периода они распределены крайне неравномерно. Большая часть оценок приходится на 1990-е годы.

подавляющее большинство оценок – свыше 80% – сделано по данным Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ). Однако в литературе есть оценки, полученные по данным из других источников. Это данные других опросов домохозяйств – ВЦИОМ (Левада-Центр) и Международной программы социальных опросов (ISSP – International Social Survey Programme), а также данные опросов предприятий – выборочного Обследования заработной платы работников по профессиям (ОЗПП)¹⁰.

РМЭЗ представляет собой общенациональное лонгитюдное обследование домохозяйств по широкому перечню вопросов, проводящееся по специально разработанной выборке. РМЭЗ проводится ежегодно, начиная с 1994 г., за исключением 1997 и 1999 г. Количество обследуемых домохозяйств колеблется вокруг отметки 5 тыс., а количество индивидов превышает 10 тыс.¹¹

Международная программа социальных опросов существует с 1985 г. В рамках этой программы ежегодно в каждой участвующей стране по сопоставимой методологии проводятся репрезентативные опросы населения. Каждый из опросов, помимо общих модулей, содержит один ключевой тематический модуль, посвященный определенной проблеме (например, социальное неравенство, роль правительства, национальная идентичность). Вопросы, касающиеся образования, занятости и заработной платы, находятся в общих модулях и задаются каждый год. В настоящее время в ISSP участвуют 45 стран,

⁹ Подробнее о том, как включение профессий искажает оценки нормы отдачи от образования, см. в (Angrist, Pischke, 2008. Ch. 3).

¹⁰ В рассматриваемый период, в 2003 г., Росстат совместно с Всемирным банком, проводил еще одно крупное обследование населения – НОБУС. Однако нам не удалось найти ни одной работы, сделанной на данных этого обследования, в которой оценивалась бы норма отдачи от образования.

¹¹ Подробнее о методологии РМЭЗ см. <http://www.cpc.unc.edu/projects/rfms/project.html>.

Россия присоединилась к участию в программе в 1991 г. Проведением опросов в рамках этой программы занимается Левада-Центр. Выборка российских обследований в разные годы составляла от 1,5 тыс. до 3 тыс. человек¹².

Данные ВЦИОМ использовались лишь в одной из работ, включенных в наш метаанализ (Brainerd, 1998). Это данные опросов населения, проводившихся в мае 1991 г., а также в апреле, мае и июне 1993 и 1994 г. Каждое из обследований охватывало около 3–4 тыс. респондентов и проводилось примерно в трети российских регионов¹³.

ОЗПП проводится Росстатом один раз в два года (начиная с 2005 г.) и охватывает все важнейшие виды экономической деятельности, за исключением сельского и лесного хозяйства, рыболовства, финансовой деятельности и государственного управления. Достоинством ОЗПП является большой объем выборки (около 750 тыс. человек) и то, что информация об отдельных работниках собирается из кадровой и бухгалтерской отчетности предприятий, вошедших в выборку обследования. Оба обстоятельства позволяют свести к минимуму ошибки измерения. Вместе с тем ОЗПП имеет две важные методологические особенности, которые могут оказать влияние на результаты. Во-первых, выборка ограничена традиционным корпоративным сектором – крупными и средними предприятиями и организациями, и не включает субъекты малого предпринимательства. При этом в выборку включаются лишь те работники, которые отработали полное рабочее время в месяц проведения обследования. С учетом неполного отраслевого охвата эти ограничения означают, что в рамках ОЗПП не обследуются те сегменты рынка труда, в которых сконцентрированы работники с самыми низкими и самыми высокими заработными платами. Во-вторых, в рамках ОЗПП собирают данные о начисленных заработных платах, т.е. о заработных платах до уплаты подоходного налога и социальных взносов¹⁴. В обследованиях населения респонденты ориентируются на «чистую» заработную плату,

¹² Подробнее о Международной программе социальных опросов, а также тексты анкет см. <http://www.gesis.org/en/services/data/survey-data/issp/>.

¹³ Подробнее об этих обследованиях см. в (Brainerd, 1998).

¹⁴ Подробнее о методологии ОЗПП см. Методологические положения по статистике. Вып. 5. М.: Росстат, 2006. Раздел «Методологические положения выборочного статистического наблюдения за уровнем заработной платы работников по полу, возрасту, образованию и профессиональным группам».

которую они получают на руки. Однако в контексте нашего исследования искажения от этих различий не должны быть велики. Дело в том, что ОЗПП проводилось только два раза в течение анализируемого периода – в 2005 и 2007 г. К этому времени в России уже несколько лет действовала плоская шкала подоходного налога. Поэтому основные различия между начисленными и чистыми заработными платами должны «уйти» в коэффициент при дамми-переменной для ОЗПП.

В большинстве случаев авторы не ограничивали выборку по возрасту. Те или иные ограничения по возрасту использованы при получении 40% оценок из нашей базы данных. Обычно эти возрастные ограничения совпадают с границами трудоспособного возраста, но в некоторых работах были использованы и более широкие рамки, например, с 15 до 64 лет.

Авторы по-разному формируют переменные образования и заработной платы (табл. 2). В отличие от американской традиции, где в обследованиях населения чаще всего задается прямой вопрос о том, сколько лет учился респондент, в российских обследованиях, как правило, респондентов спрашивают о самом высоком имеющемся уровне образования или обо всех имеющихся дипломах об окончании учебных заведений. Вопросы о количестве лет обучения на каждом уровне образования задаются лишь в РМЭЗ. Поэтому большинство оценок (66%) сделано не по фактическим, а по расчетным данным о продолжительности обучения. Такие оценки получаются суммированием средней или нормативной продолжительности обучения на различных уровнях обучения. Использование расчетной продолжительности обучения привносит дополнительные ошибки измерения. Если эти ошибки измерения дают заметный эффект, то мы сможем увидеть его в нашей метарегрессии.

Как отмечалось выше, выбор периода, за который измеряется заработная плата, влияет на оценку отдачи. Большинство оценок (62%) получено по месячным данным, что может привести к завышению оценок отдачи от образования по сравнению с отдачами по часовым заработкам (подробнее см. разд. 2). Однако нередко исследователи включают продолжительность рабочего времени в число объясняющих переменных, что полностью или частично нивелирует указанное смещение. Кроме того, так как в России очень мало распространена практика почасовой оплаты, все имеющиеся данные о часовых

Таблица 2. Характеристика метаданных по переменным обучения и заработной платы

Характеристики метаданных	N	%
Число лет обучения:		
Фактическое	68	34,5
Расчетное	129	65,5
Переменная заработной платы:		
Часовая	75	38,1
Месячная	122	61,9
Охват заработков:		
Только основное место работы	120	60,9
Все трудовые доходы	77	39,1
Есть корректировка на задержки ЗП	56	28,4
Учитываются натуральные выплаты	99	50,3

ставках были получены расчетным способом – делением месячных заработков на отработанное время. Поэтому вполне возможно, что в метаанализе выбор между часовыми и месячными заработками не будет оказывать влияния на оценки.

Около 60% оценок сделано по данным, учитывающим заработную плату лишь по основному месту работы. Однако заметное число оценок – 40% – сделано по данным о всех трудовых доходах. Влияние этого фактора неоднозначно и зависит от характера вторичной занятости. Если на второй работе квалифицированный работник работает по специальности, не требующей никаких специальных знаний и навыков, то его образование не будет приносить отдачу на этой работе. Как следствие, оценка отдачи от образования, рассчитанная для всех трудовых доходов, будет ниже. Однако возможна и обратная ситуация, при которой на второй работе образование приносит более высокую отдачу. Классический пример – консалтинговая работа для преподавателей вузов. Скорее всего, в реальных выборках есть очень разные сочетания специальностей и квалификаций по первой и второй работам, и вопрос об отдаче от образования при учете вторичной занятости является эмпирическим. Впрочем, по имеющимся данным, доля работников, имеющих вторую работу или прира-

ботки, в России не слишком велика. По данным Росстата, в 1999–2007 гг. две и более работы имели 3–6% всех занятых (Росстат, 2002; 2008)¹⁵. Расчеты Рощина и Разумовой по РМЭЗ показывают, что в 1994–1998 гг. вторичной занятостью было охвачено от 4% до 11% всех работников (Рошин, Разумова, 2002). Рошин и Разумова приходят к выводу, что вторичная занятость в основном обусловлена стремлением компенсировать ограниченность доходов на основной работе. При этом ставки заработной платы на второй работе для большинства вовлеченных во вторичную занятость ниже, чем на основной работе. Таким образом, можно ожидать, что оценки отдачи, сделанные по данным о всех трудовых доходах, будут ниже.

Половина оценок получена по данным, учитывающим не только денежные, но и натуральные выплаты продукцией предприятия, которые переводятся в денежную форму. При этом чаще всего заработную плату выпускаемыми товарами получали низкооплачиваемые работники неэффективных предприятий. Кроме того, 28% оценок учитывают задержки заработной платы, пересчитывая выплаченные заработные платы в «контрактные», используя данные о продолжительности и размерах задолженности. Переход к контрактным заработным платам может снизить отдачу от образования из-за того, что риски задолженности были неодинаковы для различных доходных групп. Исследования распространения задержек заработной платы показали, что непропорционально большое бремя задержек несли работники с низким уровнем квалификации (как следствие, с низкой заработной платой) – этим категориям работников заработные платы задерживались чаще и на большее число месяцев (см, например, (Earle, Sabirianova, 2002)). Тот факт, что проблемы натуральных выплат и задержек заработной платы сконцентрированы на низкооплачиваемых работниках, позволяет ожидать снижения оценок отдачи от образования.

Теперь обратимся к эконометрической стороне оценивания отдачи от образования в России (табл. 3). Несмотря на проблемы с эндогенностью образования по отношению к заработкам, МНК по-прежнему остается основным методом оценивания уравнения заработной платы. Это справедливо не только для России, но и для других стран. Более изощренные техники (метод инструментальных пе-

¹⁵ Оценки за более ранний период производились по другой методологии и недостаточно достоверны.

ременных и естественные эксперименты) предъявляют очень жесткие требования к качеству данных и наличию в них довольно специфических переменных. Российские базы данных не позволяют в полном объеме использовать эти продвинутое методы. В результате около 90% оценок отдачи от образования были получены при помощи именно МНК, оставшиеся 10% – при помощи хекмановской коррекции, которая, однако, не решает проблемы эндогенности образования. (Как отмечалось выше, этот метод был разработан для решения проблемы самоотбора в занятость.)

Таблица 3. Характеристика метаданных по регрессиям

Характеристики метаданных	N	%
Методы оценивания:		
МНК	177	89,9
Хекмановская коррекция	20	10,1
Объясняющие переменные:		
Опыт работы	184	93,4
Специальный стаж	44	22,3
Семейное положение	15	7,6
Отраслевые дамми	13	6,6
Форма собственности/сектор	38	19,3
Размер предприятия	4	2,0
Региональные дамми	112	56,9
Дамми для столиц	79	40,1
Город/село	19	9,6
Прочие переменные	17	8,6

Нижняя панель табл. 2 описывает спецификации использованных уравнений. В соответствии с рекомендациями Дж. Минцера, 93% уравнений включали опыт работы, большинство – в квадратичной форме. В оставшихся 7% уравнений опыт был заменен на возраст. Между тем эта замена не равнозначна. Как указывают (Harmon et al., 2003), использование возраста вместо опыта работы ведет к завышению оценок отдачи от образования. Различия в продолжительности обучения ведут к тому, что к одинаковому возрасту более образованные работники имеют меньший стаж работы, а менее образованные работники, наоборот, – больший стаж работы. Однако различия обычно невелики – около 2% (по оценке (Harmon et al.)),

поэтому при сравнительно небольшом числе имеющихся у нас метанаблюдений, уловить их едва ли возможно.

Большой популярностью пользуется включение в спецификацию региональных и других территориальных переменных. Свыше половины уравнений включают региональные дамми-переменные; в ряде случаев это делалось на уровне субъектов РФ, но чаще всего на уровне экономических районов или федеральных округов. В 40% уравнений имеются дамми-переменные для столиц — Москвы и Санкт-Петербурга; около 10% включают дамми-переменные для проживания в городе/селе. Эти региональные и территориальные переменные включаются для того, чтобы контролировать преимущества и недостатки проживания в разных регионах, такие как различия в климатических условиях, стоимости и качестве жизни. В работах, выполненных по России, ранее уже отмечалось, что включение региональных переменных имеет очень сильное влияние на величину отдачи. (Cheidvasser, Benítez-Silva, 2007) считают, что высокие оценки отдачи от образования, полученные в ряде работ по российским данным, объясняются отсутствием региональных переменных среди регрессоров. В их спецификациях при включении региональных переменных оценка отдачи снижалась. Мы попробуем проверить эту гипотезу на метаданных. Снижение отдачи от образования при добавлении территориальных переменных отмечалось и в работах по другим странам, в частности, в работе по Бразилии (Birdsall, Behrman, 1984). Н. Бердзэл и Дж. Берман выдвинули ряд предположений для объяснения этого феномена: различия в стоимости жизни; издержки миграции, более сильное занижение респондентами своих доходов в сельских районах; неравновесность региональных рынков труда; эндогенность, связанная с межпоколенческой корреляцией в доходах, и недооценка затрат на образование в сельских районах.

Достаточно распространено включение в спецификацию переменных, характеризующих текущее место работы. Каждое пятое уравнение содержит специальный стаж работы, как правило, в квадратичной форме. Примерно такой же процент уравнений содержит переменные для форм собственности. При этом в большинстве случаев данные не позволяют использовать разделение, соответствующее стандартной классификации форм собственности, и чаще всего авторы ограничиваются разделением на частный и государственный сектор. Переменные размера и отраслевой принадлежности также включаются очень

редко. Основная причина заключается в отсутствии подобных данных. Но это не единственная причина — многие авторы не включают характеристики работодателя, считая их эндогенными.

Более полные спецификации встречаются достаточно редко. Семейное положение контролировалось лишь в 7,6% уравнений, однако все они содержатся в одной работе — статье В. Вернон (Vernon, 2002). Поэтому мы не включаем этот фактор в метарегрессии. Прочие переменные включались лишь в 9% уравнений. В качестве примеров таких дополнительных переменных можно привести дамми для членства в профсоюзе, этнической принадлежности, условий труда, наличия подчиненных, размера семьи и др. Однако каждая из этих переменных присутствовала в очень незначительном числе спецификаций.

6. Результаты метаанализа

На рис. 1 представлено распределение имеющихся оценок отдачи от образования. В среднем норма отдачи от образования составляет 7,1%, варьируя от $-0,5\%$ до 16,4%. При этом половина оценок лежит в диапазоне от 5,6% до 8,6%. Отдача от образования для мужчин ниже, чем для женщин. Средняя оценка для подвыборок мужчин составила 6,3%, для подвыборок женщин — 8,1%. Поскольку в большинстве отечественных работ не приводятся стандартные ошибки полученных коэффициентов, а лишь указывается уровень их значимости, мы не можем рассчитать доверительные интервалы для полученных метаоценок.

Отдача от образования не была постоянной в течение всего периода (рис. 2). Столбцы соответствуют средним отдачам, рассчитанным по данным из всех источников, а точки — средним отдачам, рассчитанным по РМЭЗ. Метаанализ подтверждает, что отдача от образования росла быстрыми темпами с середины 1980-х годов и вплоть до начала 2000-х годов. Тенденции 2000-х годов менее определены — за ряд лет мы имеем всего по одной оценке. Оценки строились на основе данных из разных источников, и существует большой разброс в оценках. При этом данные РМЭЗ свидетельствуют о том, что отдача от образования в этот период по крайней мере не росла, а, возможно, даже снижалась.

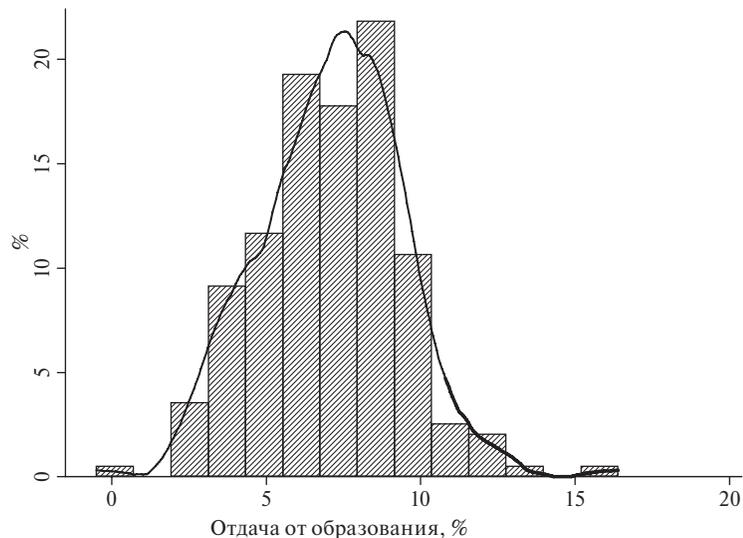
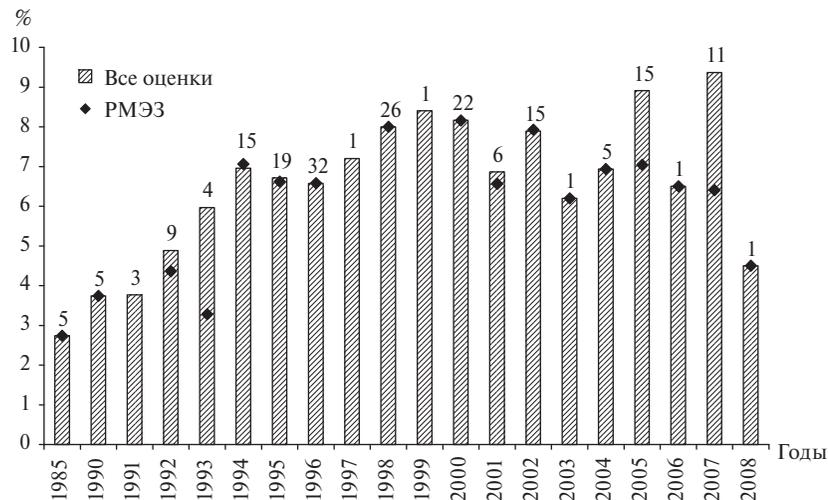


Рис. 1. Отдача от образования



Примечание. Цифры над столбцами – число оценок, по которым рассчитывалась средняя отдача.

Рис. 2. Изменение средних оценок отдачи от образования

В табл. 4 представлены результаты оценивания метарегрессии, в которой в левой части уравнения стоят оценки отдачи от образования (выраженные в процентах), а в правой части – различные характеристики метаданных. Для проверки робастности полученных результатов мы оценивали две метарегрессии – одну по всем данным, включая оценки для подвыборок мужчин и женщин; а вторую – только по тем оценкам, которые делались по выборкам, включающим оба пола. В первом случае мы имеем больше метанаблюдений, во втором случае совокупность оценок является более однородной и не возникает проблем из-за возможных различий в моделях формирования заработных плат мужчин и женщин. Однако по большинству переменных результаты обеих метарегрессий оказались очень похожими. Поэтому при описании результатов мы будем ориентироваться на метарегрессию по всем оценкам. Результаты второй метарегрессии будут комментироваться лишь в тех случаях, где имеются заметные отклонения от первой метарегрессии. Отметим только, что в целом обе метарегрессии хорошо описывают имеющиеся оценки – имеют высокие значения R^2 и содержат достаточно много значимых коэффициентов.

Переменная t в метарегрессиях, соответствующая году, за который была сделана оценка (1990-й год принимался за 0), включена в уравнение в квадратичной форме. Как следует из значений коэффициентов, отдача от образования была минимальной в начале периода, но интенсивно росла в конце 1980-х и первой половине 1990-х годов. Ее рост составлял примерно 0,4–0,5 п.п. в год. С конца 1990-х рост отдачи начал замедляться, и в 2004–2005 гг. отдача от образования достигла своих максимальных значений. Для 2006–2008 гг. делать какие-либо выводы пока преждевременно – наблюдается небольшое снижение отдачи, но оно не является статистически значимым. На рис. 3 динамика отдачи иллюстрируется простыми расчетами по первой метарегрессии, где все значения всех остальных переменных брались на уровне средних по выборке. В соответствии с этими расчетами средняя отдача от дополнительного года обучения за период рыночных реформ повысилась почти вдвое – с 4–5% в начале 1990-х годов до 8% в 2000-е годы. Это достаточно высокая отдача по международным меркам и примерно соответствует средним оценкам по странам – членам ОЭСР (см. (Psacharopoulos, Patrinos, 2004)).

Таблица 4. Результаты оценивания метарегрессии

	Все оценки		Оценки только для выборок, включающих оба пола	
	coef	se	coef	se
t (1990 г.=0)	0,535***	0,059	0,532***	0,048
t ²	-0,018***	0,004	-0,015***	0,004
Обследование д/х (1=да)	0,063	0,636	0,535	0,592
Месячные заработные платы (1=да)	-0,758**	0,342	-0,498	0,354
Только основное место работы (1=да)	-0,271	0,349	0,002	0,316
Коррекция на задержки ЗП (1=да)	-0,258	0,375	-0,130	0,383
Характеристика выборки по полу (оба пола)				
Только мужчины	-0,926***	0,350		
Только женщины	0,921***	0,350		
Фактическое число лет обучения (1=да)	-0,869**	0,386	-1,242***	0,361
МНК (1=да)	1,917***	0,412	1,485**	0,630
Специальный стаж (1=да)	-0,692	0,426	-0,843**	0,415
Отрасли (1=да)	0,137	0,536	0,140	0,448
Форма собственности/сектор (1=да)	1,535***	0,466	1,526***	0,452
Регион (1=да)	-0,401	0,341	-0,473	0,336
Город/село (1=да)	-1,528**	0,667	-1,179**	0,589
Прочие переменные (1=да)	-1,839***	0,573	-1,873***	0,602
Константа	4,082***	0,842	3,566***	0,919
R ²	0,632		0,781	
Число наблюдений	197		121	

Примечание. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Подобные расчеты производились как для всей выборки, так и отдельно для мужчин и женщин (для мужчин и женщин прогнозы представляют вертикальный сдвиг расчетной кривой для обоих полов на величину, равную коэффициенту при дамми-переменных для

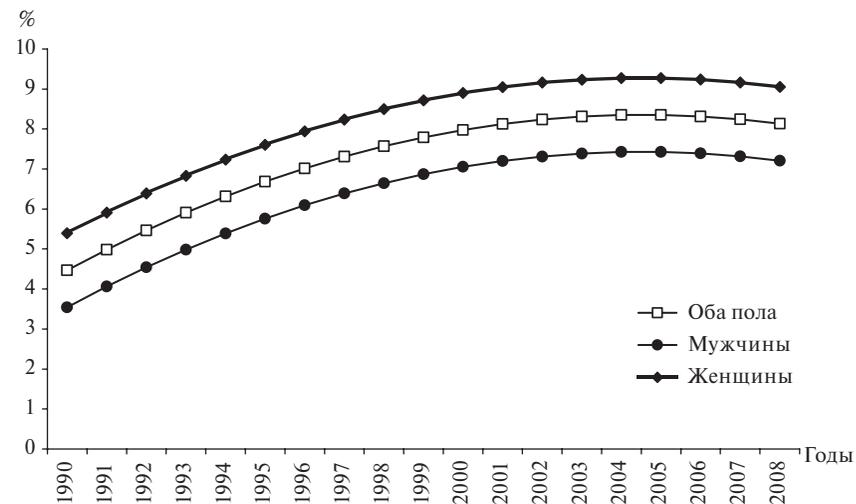


Рис. 3. Расчетные значения отдачи от образования по годам

подвыборок мужчин и женщин). При этом отдачи от образования у женщин в среднем почти на 2 п.п. выше, чем у мужчин. К сожалению, числа имеющих оценки отдельно для мужчин и женщин недостаточно, чтобы выделить гендерно-специфические тренды.

Быстрый рост отдачи от образования происходил практически во всех странах с переходной экономикой. Из 11 стран, рассматривавшихся в работе (Fleisher et al., 2005), лишь две страны – Украина и Китай – имели низкие показатели отдачи от образования в конце 1990-х годов. Россия же, по их расчетам, была в числе лидеров по росту отдач. Быстрый рост отдач в России в период с 1991 по 2002 г. подтверждают и расчеты по данным ISSP (Flabbia et al., 2008). Рост отдач в течение переходного периода в первую очередь связан с сильной степенью их сжатия в командной экономике. (Fleisher et al., 2005) показали, что в странах с более быстрыми и масштабными реформами отдача росла быстрее. Еще одна возможная причина быстрого роста отдач с «шульцевским» аллокационным эффектом – образование помогает быстрее адаптироваться в периоды структурных трансформаций и экономической нестабильности. По расчетам (Fleisher et al.), этот фактор также играл существенную роль в объяснении роста отдач от образования в переходных экономиках.

Поскольку обследования ВЦИОМ и ISSP представлены небольшим числом оценок, мы решили создать одну дамми-переменную для описания источников данных. Мы объединили эти источники с РМЭЗ в одну общую группу — обследования домашних хозяйств. По существу, эта переменная принимает значение 0 лишь в том случае, если оценки сделаны по ОЗПП. Выше мы указывали причины, по которым оценки, построенные по ОЗПП, должны рассматриваться отдельно. Однако результаты оценивания показывают, что источник данных не оказывает существенного влияния на величину оценки.

Дамми-переменная для месячных заработков имеет отрицательный знак в обеих метарегрессиях, но значима лишь в метарегрессии для всех оценок. Между тем, как было отмечено выше, в других странах оценки отдачи выше при использовании именно месячных, а не часовых ставок. Значимый отрицательный коэффициент может свидетельствовать о том, что в России работники с более высокими часовыми ставками заработной платы работают меньшее число часов.

Другие характеристики заработной платы не оказывают значимого влияния на результат. Оценки отдачи не зависят от того, учитываются ли заработки на второй работе, проводилась ли корректировка заработных плат на задержки в их выплате. Напротив, метод измерения продолжительности обучения является чрезвычайно важным. При использовании фактического числа лет обучения оценки отдачи от образования оказываются ниже почти на 1 п.п. Этот результат может показаться неожиданным, учитывая, что влияние ошибок измерения очевидно выше при использовании расчетного числа лет обучения, а ошибки измерения, как известно, смещают коэффициенты в сторону нуля (*attenuation bias*). Здесь следует обратить внимание, что смещение коэффициентов в сторону нуля при наличии ошибок измерения происходит в том случае, если ошибки измерения являются «классическими», т.е. имеют нулевое математическое ожидание и одинаково распределены. Если ошибки измерения имеют «неклассическое» распределение, то направление смещения нельзя предсказать априори. В нашем случае неклассический характер ошибок измерения очевиден: расчетное число лет обучения меньше фактического (при классических ошибках измерения они должны были совпадать). Существенные расхождения между фактической и расчетной продолжительностью обучения могли возникнуть из-за

того, что респонденты не всегда указывали обучение в ПТУ или техникуме, если они закончили вузы. Кроме того, расхождения могут быть связаны с тем, что некоторые работники еще не завершили обучения — продолжительность незавершенного образования учитывается при расчете фактического числа лет обучения, но игнорируется при переходе от уровней образования к расчетной продолжительности обучения. В то же время при расчете фактического числа лет обучения также возможны ошибки — например, завышение продолжительности обучения для тех респондентов, которые учились в учебных заведениях разного уровня параллельно. Однако в целом фактическая продолжительность обучения является более точным показателем длительности обучения. (Trostel et al., 2002) отмечают, что при неполном учете или цензурировании сверху фактической продолжительности обучения обычно получают завышенные оценки отдачи от образования.

Выбор метода оценивания также очень важен для получения корректных оценок. Использование МНК приводит к завышению отдачи, при учете эффекта самоотбора в занятость мы получаем более низкие оценки. Разница в отдачах, полученных при помощи МНК и хекмановской коррекции, составляет около 1,9 п.п. Это выше, чем эффект какого-либо другого фактора в нашей метарегрессии.

Значимое влияние коррекции на самоотбор является очень важным результатом. В большинстве работ, написанных по развитым странам, авторы приходят к выводу, что самоотбор практически не сказывается на величине отдачи от образования. Между тем в работах по развивающимся странам значимый эффект самоотбора наблюдается достаточно часто (см. например, (Bagheri, Kara, 2008) — по Турции, (Arabsheibani, Mussurov (2007) — по Казахстану)). Однако исследований по развивающимся странам и переходным экономикам все еще недостаточно для того, чтобы дать однозначный ответ на вопрос о причинах высокой значимости самоотбора, ведь этот эффект может быть связан и с более низким качеством данных по этим группам стран. Но если отвлечься от аргумента о низком качестве данных, то причины могут быть связаны с низким уровнем участия в рабочей силе, обширным неформальным сектором с нестабильной и незащищенной занятостью и более широкими возможностями занятости в домашнем хозяйстве, прежде всего на личных земельных участках. В России уровень участия в рабочей силе очень высок как для мужчин, так и для

женщин в трудоспособном возрасте, однако достаточно быстро падает сразу после наступления пенсионного возраста. Неформальный сектор и высокий уровень занятости, особенно вторичной, в ЛПХ также могли повлиять на высокую значимость эффекта самоотбора. В большинстве случаев использование хекмановской коррекции подтверждает наличие положительного отбора в занятость: в занятость «самоотбираются» те индивиды, чьи производительные характеристики лучше, чем у случайного человека, взятого из выборки. Впрочем, большая часть оценок методом хекмановской коррекции в нашей выборке взята из одной работы — (Денисова, Карцева, 2007), в которой авторы очень жестко подходят к формированию выборки, исключая всех лиц нетрудоспособного возраста, студентов, инвалидов и пенсионеров. Таким образом, значительная часть эффекта самоотбора формируется за счет лиц, находящихся в трудоспособном возрасте. Однако при оценивании метарегрессии без оценок из данной работы коэффициент при дамми-переменной для МНК сохраняет свою значимость, хотя и уменьшается до 1,5.

Спецификация уравнения заработной платы также сказывается на оценке отдачи. Наиболее сильный эффект дает включение переменных формы собственности и контроль типа населенного пункта. Учет формы собственности, хотя бы на уровне сектора занятости, увеличивает оценки отдачи от образования на 1,5 п.п. Столь мощный эффект формы собственности связан с неравномерным распределением работников с высшим образованием по секторам и с различиями в механизмах зарплатообразования на государственных и частных предприятиях.

Сильное влияние типа населенного пункта на величину отдачи может вызывать некоторое удивление — насколько нам известно, в исследованиях по России данный фактор никогда не назывался в качестве значимого детерминанта отдачи от образования. Отметим, что самая высокая отдача от образования наблюдается в сельских населенных пунктах, тогда как в крупных городах она заметно ниже. Экономическая теория не дает однозначных предсказаний относительно того, как должна варьировать отдача от образования по типам населенных пунктов. С одной стороны, существуют факторы, благодаря которым можно ожидать более высокой отдачи от образования в городах. Агломерационные эффекты могут приводить к неравномерному росту производительности труда. Если, благодаря их дей-

ствию, быстрее растет производительность труда более образованных работников, то отдача от образования будет положительно связана с размерами населенных пунктов. Кроме того, в городах, особенно в крупных, выше качество образования, что также должно положительно влиять на отдачи от образования. С другой стороны, можно выделить факторы, действующие в обратном направлении. Во-первых, учитывая более высокую склонность к мобильности, наблюдающуюся у образованных индивидов, работодатели в мелких населенных пунктах вынуждены платить более высокую премию за образование, чтобы удержать их в этой местности. Во-вторых, негативное влияние экспансии высшего образования (избыточное предложение работников с высшим образованием) должно проявляться, прежде всего, в крупных городах, где «оседает» подавляющее большинство выпускников вузов. В-третьих, различия в отдачах по типам населенных пунктов могут отражать особенности системы зарплатообразования. Если заработные платы в государственном секторе определяются централизованно, исходя из усредненных условий, то премии за работу в этом секторе будут выше для тех населенных пунктов, где ниже альтернативные заработные платы (см. (Гимпельсон, Лукьянова, 2006а; 2006б)). Поскольку в государственном секторе выше доля работников с высоким уровнем образования, то при отсутствии в регрессии переменных формы собственности отдача от образования будет выше в более мелких населенных пунктах. Эмпирические оценки свидетельствуют, что в разных странах наблюдаются разные соотношения в отдачах между городом и селом. Однако чаще все же наблюдается ситуация, обратная российской, — отдача от образования в городах оказывается выше, чем на селе. Детальное рассмотрение этих связей выходит за рамки нашего метаанализа. Метаанализ лишь указывает на то, что эта область нуждается в дополнительных исследованиях.

7. Симуляция метаанализа на данных РМЭЗ

Из-за отсутствия стандартных ошибок во многих из анализируемых работ мы не смогли в достаточной мере учесть качественные различия между исследованиями и построить доверительные интервалы для наших метаоценок. Кроме того, многие другие важ-

ные особенности работ, например, различия в методах формирования выборки, не нашли отражения в метарегрессиях. Это связано с тем, что авторы очень по-разному определяют возрастные границы выборки и по-разному подходят к включению и исключению разных социально-демографических групп из выборки. К сожалению, нам пришлось бы создавать около десятка переменных, чтобы учесть основные различия, что невозможно для совокупности из двухсот оценок. По той же причине мы не учитываем фактор множественности оценок в каждом исследовании. В приведенных выше метарегрессиях имплицитно предполагалось, что каждая из оценок является независимой. Очевидно, что это не так, в действительности каждое из анализировавшихся исследований представлено в метарегрессиях более чем одной оценкой и их нельзя в строгом смысле считать независимыми. На данном этапе мы расширяем рамки метаанализа и переходим от анализа оценок в существующих работах к серии «контролируемых экспериментов», которые позволят учесть перечисленные проблемы.

На основе минцеровского уравнения было сгенерировано достаточно большое число оценок отдачи от образования на базе нескольких недавних раундов РМЭЗ (2001–2007 гг.). Эти оценки различаются по важным характеристикам, таким как подходы к формированию выборки, временной горизонт переменной заработной платы, набор объясняющих переменных. Затем строилась метарегрессия по этим сгенерированным оценкам. Подобное упражнение можно назвать «метааналитической симуляцией». Этот подход позволит не только увеличить число оценок, но и решить проблему «картотечного ящика» и добиться лучшей сопоставимости оценок.

Остановимся подробнее на том, как формировался наш информационный массив, используемый в метасимуляциях. Для проведения метасимуляций были взяты данные РМЭЗ за 2001–2007 гг. Выбор именно этого периода связан с тремя основными обстоятельствами. Во-первых, это период экономического роста, в течение которого рынок труда не испытывал негативных шоков, способных вызвать краткосрочные изменения в структуре заработных плат. Во-вторых, в эти годы перестали играть существенную роль задержки заработной платы. И, наконец, в-третьих, в этот период обследования проводились ежегодно.

Для каждого раунда было сформировано по три переменных заработной платы. Первая переменная соответствовала ответу на вопрос о средних месячных заработках: «За последние 12 месяцев какова была Ваша среднемесячная зарплата на этом предприятии после вычета налогов – независимо от того, платят Вам её вовремя или нет?». Вторая переменная – часовая заработная плата – рассчитывалась делением месячной заработной платы на обычную продолжительность рабочего месяца. Третья переменная – это фактическая заработная плата за последние 30 дней. Во всех трех случаях мы учитывали только основное место работы. Переменная продолжительности обучения также формировалась двумя способами: как фактическое и как расчетное число лет обучения. Кроме того, для каждого раунда мы рассмотрели четыре варианта ограничения выборки по возрасту: (1) без ограничений; (2) лица в возрасте 15–64 лет; (3) лица трудоспособного возраста (от 16 до жен. 55/муж. 60 лет); (4) лица в возрасте максимального уровня трудовой активности (от 24 до жен. 50/муж. 55 лет).

Для каждого определения заработной платы, каждого определения продолжительности обучения и каждого варианта ограничения выборки по возрасту было оценено по 10–12 различных спецификаций уравнения заработной платы. Исходная спецификация включала только образование. На следующем шаге к ней был добавлен общий стаж работы. Затем к этим двум переменным мы поочередно добавляли по одной дополнительной контрольной переменной из следующего списка: специфический стаж, пол, регион, тип населенного пункта, логарифм продолжительности рабочего времени (только для месячных заработных плат), форма собственности, размер предприятия, отрасль (2001–2003 гг.). Регион контролировался на двух уровнях – на уровне федеральных округов и на уровне первичных единиц отбора (primary sampling unit – PSU), которые в большинстве случаев совпадают с субъектами РФ, входящими в выборку. Наконец, финальная спецификация включала все перечисленные выше переменные. Все уравнения оценивались методом наименьших квадратов. В результате для 2001–2003 гг. по каждому раунду мы сгенерировали по 280 оценок нормы отдачи от образования, для 2004–2007 гг. – по 256 оценок. Общее число оценок составило 1864.

На рис. 4 показан так называемый «воронкообразный график» (*funnel plot*). Воронкообразные графики широко используются в ме-

таанализе для визуальной идентификации систематических различий в имеющихся оценках, в том числе публикационных смещений. Они показывают взаимосвязь между оценками параметра (горизонтальная ось) и стандартными ошибками (вертикальная ось). Вертикальная линия на графике соответствует средневзвешенной оценке, а расходящиеся вверх пунктирные линии показывают 95%-ные «доверительные» интервалы, рассчитанные для разных значений стандартных ошибок. Оценку среднего значения можно считать достоверной, если все (или почти все) точки на графике располагаются симметрично внутри сегмента, образованного пунктирными линиями. Если расположение точек не симметрично или значительная часть точек выходит за пределы указанного сегмента, то рассчитанные средние не могут считаться достоверными оценками анализируемого параметра. В этом случае необходимо использовать методы, учитывающие неоднородность оценок, например, метарегрессионный анализ.

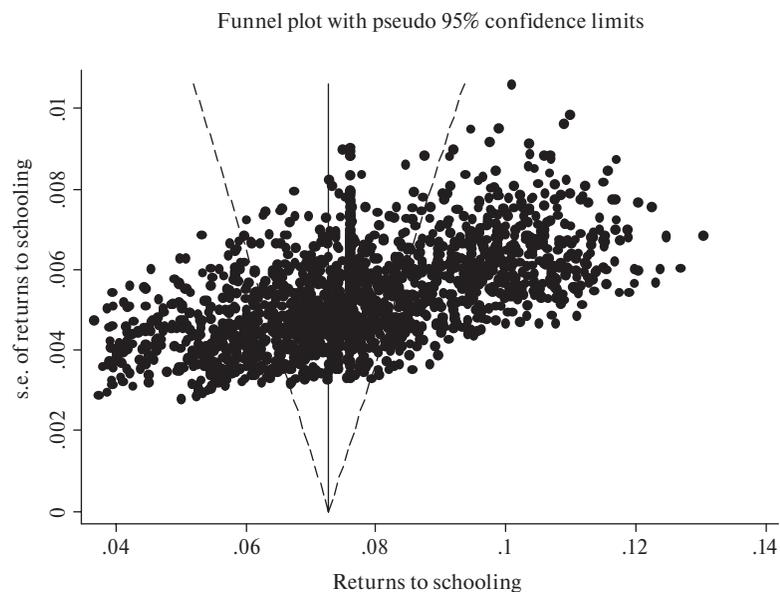


Рис. 4. Оценки, полученные в результате метасимуляции

Оценки норм отдачи от образования в нашей совокупности варьируют от 3,7% до 13% (рис. 4). Средний уровень оценки, рассчитанный как простое среднее арифметическое за весь период, равен 7,7%. Од-

нако он не учитывает различий в качестве оценок, которые в нашем случае определяются величиной стандартных ошибок. Если среднюю норму отдачи рассчитывать в соответствии с правилами метаанализа, придавая больший вес оценкам с маленькими стандартными ошибками, то средняя норма отдачи будет равна 7,3%, что соответствует вертикальной линии на рис. 4. В то же время рис. 4 указывает на существенную неоднородность в полученных оценках норм отдачи от образования, разброс оценок далеко выходит за рамки сегмента, ограниченного пунктирными линиями. Поэтому мы не можем полагаться на величину 7,3% как на хорошую оценку отдачи за весь период. Скорее всего, имеются некие факторы, которые систематическим образом влияют на величину оценки, которые мы попытаемся учесть при построении метарегрессии (см. ниже).

В качестве предварительного дескриптивного шага мы рассчитали средние отдачи от образования для отдельных групп оценок. В табл. 5 показано изменение средних отдач по годам внутри периода. Приведенные расчеты показывают, что норма отдачи от образования достигла пика в 2003 г., а затем заметно снизилась. К 2007 г. снижение составило 1,4 п.п. по сравнению с 2003 г. Причем во второй половине 2000-х годов отдачи были заметно ниже, чем в 2001 г. Впрочем, резкое снижение отдач в 2004 г. вызывает вопросы — начиная именно с 2004 г. из-за отсутствия сопоставимых данных мы не рассчитывали спецификации, включающие отрасли. Из табл. 6 видно, что выбор спецификации существенным образом влияет на оценки — разброс в средних оценках отдачи достигает 3,4 п.п. Минимальные оценки дают спецификации, включающие регион на уровне PSU, а также спецификации, включающие тип населенного пункта (четыре категории: областной центр, город, поселок городского типа, село). Максимальные оценки дают спецификации, включающие пол или форму собственности. Спецификация, используемая в работах Дж. Минцера (образование + опыт работы + рабочее время), дает достаточно высокие оценки нормы отдачи — в среднем около 8%. Табл. 7 показывает, что более высокие оценки отдач получаются при использовании часовых ставок, а также в тех случаях, когда на выборку накладываются наиболее жесткие возрастные ограничения.

Результаты оценивания метасимуляционной регрессии в целом подтверждают эти дескриптивные результаты (табл. 8), а также результаты метаанализа реальных работ (табл. 4). Отличия от метаана-

лиза реальных данных вполне объяснимы: большинство реальных оценок относилось к более раннему периоду. В целом метасимуляционная регрессия объясняет около 97% вариации в оценках. Столь высокая величина коэффициента детерминации обусловлена тем, что мы имеем дело не с реальными оценками, а с оценками, сгенерированными по определенному алгоритму.

Таблица 5. Результаты метасимуляции: норма отдачи от образования по годам

Год	Метаоценка нормы отдачи	95%-ные доверительные интервалы:		Число наблюдений
		нижняя граница	верхняя граница	
2001	0,074	0,074	0,075	280
2002	0,079	0,078	0,080	280
2003	0,080	0,080	0,081	280
2004	0,071	0,071	0,072	256
2005	0,071	0,070	0,071	256
2006	0,072	0,072	0,073	256
2007	0,066	0,065	0,066	256
Все годы	0,073	0,073	0,073	1864

Таблица 6. Результаты метасимуляции: норма отдачи от образования по спецификациям (все годы)

Спецификация	Метаоценка нормы отдачи	95%-ные доверительные интервалы:		N
		нижняя граница	верхняя граница	
1 Без контрольных переменных	0,077	0,077	0,078	168
2 Стаж работы	0,077	0,076	0,078	168
3 Стаж работы + специфический стаж	0,077	0,076	0,078	168
4 Стаж работы + пол	0,088	0,087	0,089	168
5 Стаж работы + регион (ФО)	0,071	0,071	0,072	168

	Спецификация	Метаоценка нормы отдачи	95%-ные доверительные интервалы:		N
			нижняя граница	верхняя граница	
6	Стаж работы + регион (PSU)	0,054	0,053	0,055	168
7	Стаж работы + тип населенного пункта	0,056	0,055	0,057	168
8	Стаж работы + рабочее время ^{*)}	0,080	0,079	0,081	112
9	Стаж работы + форма собственности	0,084	0,083	0,085	168
10	Стаж работы + отрасль ^{**)}	0,076	0,075	0,077	72
11	Стаж работы + размер предприятия	0,079	0,079	0,080	168
12	Все перечисленные переменные	0,066	0,065	0,067	168

Примечание. ^{*)} продолжительность рабочего времени (лог) включалась только в спецификации с месячными заработными платами; ^{**) 2001–2003 гг.}

Таблица 7. Результаты метасимуляции: норма отдачи от образования по другим метахарактеристикам (все годы)

Характеристика	Метаоценка нормы отдачи	95%-ные доверительные интервалы:		N
		нижняя граница	верхняя граница	
Определение заработной платы				
Месячные з/п	0,070	0,069	0,070	640
Часовые з/п	0,078	0,078	0,079	584
З/п за последний месяц	0,070	0,070	0,071	640
Возрастные группы:				
Без ограничений	0,071	0,070	0,071	466
Трудоспособный возраст	0,074	0,074	0,075	466
15-64 лет	0,072	0,072	0,073	466
М: 24-55, Ж: 24-50	0,075	0,075	0,076	466

Таблица 8. Результаты метасимуляции: метарегрессия

	Коэффициент	Стандартная ошибка	P > t
Год (2001)			
2002	0,005	0,001	0,000
2003	0,006	0,001	0,000
2004	-0,003	0,001	0,000
2005	-0,003	0,001	0,000
2006	-0,002	0,001	0,000
2007	-0,008	0,001	0,000
Определение з/п (месячные з/п)			
часовые з/п	0,009	0,000	0,000
з/п за последний месяц	0,001	0,000	0,128
Фактическое число лет обучения (1=да)	-0,020	0,000	0,000
Возрастные границы (15–64 лет)			
М: 24–55, Ж: 24–50	0,003	0,000	0,000
без ограничений	-0,002	0,000	0,000
трудоспособный возраст	0,002	0,000	0,000
Общий стаж (1=да)	-0,002	0,000	0,000
Специфический стаж (1=да)	0,002	0,000	0,000
Пол (1=да)	0,013	0,000	0,000
Регион на уровне ФО (1=да)	-0,004	0,000	0,000
Регион на уровне PSU (1=да)	-0,022	0,000	0,000
Тип населенного пункта (1=да)	-0,019	0,000	0,000
Рабочее время (1=да)	0,008	0,001	0,000
Формы собственности (1=да)	0,009	0,000	0,000
Отрасль (1=да)	0,000	0,001	0,763
Размер предприятия (1=да)	0,004	0,000	0,000
Константа	0,088	0,001	0,000
N	1864		
Скорректированный R ²	0,973%		

Результаты метарегрессионного анализа подтверждают, что перелом тенденции роста отдач произошел в середине 2000-х годов. Начиная с 2004 г. наблюдается заметное снижение отдачи от образования. Метасимуляционная регрессия дает ту же оценку величины снижения отдачи, что и представленный выше дескриптивный анализ — 1,4 п.п. в 2007 г. по сравнению с 2003 г. и -0,8 п.п. по сравнению с 2001 г. Таким образом, снижение нормы отдачи нельзя отнести на различия в используемых спецификациях. Однако напомним, что этот вывод справедлив только для данных РМЭЗ и нуждается в дополнительной проверке по другим выборкам.

Использование месячных заработных плат вместо часовых ставок ведет к снижению отдачи на 0,9 п.п. Этот результат мы уже видели в табл. 4. Метасимуляция позволяет сделать одно уточнение — с точки зрения величины отдачи не имеет значения, используются ли данные о среднемесячной заработной плате за последние 12 месяцев или данные о фактических заработках за последние 30 дней. Кроме того, табл. 8 указывает на еще один способ «довести» уровни отдачи, рассчитанные по месячным заработкам, до значений отдач, рассчитанных по часовым заработкам. Это можно сделать, включив в уравнение продолжительность рабочего времени.

Способ построения образовательной переменной оказывается одним из ключевых факторов, влияющих на величину отдачи. Оценка уравнений по фактической и расчетной продолжительности обучения дает расхождение в 2 п.п. в пользу расчетного числа лет обучения. Напомним, что в метаанализе реальных отдач этот фактор играл существенную роль, но уступал по важности другим факторам. Наш контролируемый эксперимент подчеркивает его особую значимость.

При проведении метаанализа по реальным оценкам мы не смогли оценить, какой эффект с точки зрения отдач от образования имеет ограничение выборки по возрастному принципу. Метасимуляция показывает, что подобный эффект может составлять до 0,5 п.п. в зависимости от строгости ограничений. Наиболее низкие отдачи получаются в том случае, если исследователь не накладывает ограничений по возрасту или накладывает достаточно мягкие ограничения (например, от 15 до 64 лет). В результате в выборку попадает большое число подрабатывающих студентов и работающих пенсионеров. В обеих группах, хотя и по разным причинам, многие индивиды ра-

ботаю на рабочих местах, не соответствующих их уровню человеческого капитала. Самые высокие нормы отдачи были получены нами для подвыборки респондентов в возрасте от 24 лет до 50 (женщины)/55 (мужчины) лет. При таких ограничениях исключаются не только студенты и пенсионеры, но и лица предпенсионного возраста. В активных трудовых возрастах норма отдачи от образования выше, чем в группах с менее устойчивой привязкой к рынку труда.

Метасимуляционные расчеты подтверждают значительное влияние типа населенного пункта на величину нормы отдачи от образования. При включении этой переменной в уравнение заработной платы отдача падает почти на 2 п.п. Этот результат подкрепляет сделанный ранее вывод о необходимости более тщательного анализа различий в отдачах от образования между городом и селом.

При метаанализе реальных оценок нам не удалось подтвердить гипотезу о важности контроля региональных эффектов, высказывавшуюся в ряде исследований. Однако напомним, что на том этапе мы не брали во внимание, на каком уровне контролируется регион – на уровне экономического района (федерального округа) или на уровне области/республики. В метасимуляционных расчетах мы можем учесть это обстоятельство. Результаты показывают, что включение региона ведет к снижению оценки нормы отдачи от образования. Однако если регион включается на уровне федерального округа, то снижение составляет всего 0,4 п.п., тогда как при контроле на уровне PSU оно значительно выше и составляет 2,2 п.п.¹⁶ Несмотря на столь впечатляющие результаты от включения региональных переменных на уровне PSU, у нас остаются серьезные сомнения в том, что эти эффекты на самом деле являются территориальными, а не маскируют уже обсуждавшиеся поселенческие эффекты. Эти сомнения связаны с некоторыми особенностями построения выборки РМЭЗ. Например, в 2007 г. из 37 PSU, выделенных в РМЭЗ, в 22 PSU опрашивались респонденты, проживающие в каком-либо одном из четырех типов населенных пунктов, еще в трех PSU – свыше 90% респондентов проживали в населенных пунктах одного типа, и лишь в двух PSU респонденты проживали в населенных пунктах трех ти-

¹⁶ Подробнее межрегиональная вариация в отдачах и ее детерминанты рассматриваются в (Ощепков, 2010).

пов. Таким образом, переменная PSU, скорее всего, отражает влияние двух факторов – территориального и поселенческого.

Из остальных переменных отметим достаточно высокий эффект от включения переменной пола (+1,3 п.п.), формы собственности (+0,9 п.п.), незначимый эффект от включения отрасли¹⁷. При этом влияние переменной формы собственности на величину отдачи оказывается более скромным, чем в метарегрессии по реальным данным. Возможно, в 2000-е годы этот эффект действительно был ниже, чем в более ранний период, когда частный сектор расширялся быстрыми темпами. Обращает на себя внимание тот факт, что включение большинства характеристик рабочих мест – отработанное рабочее время, форма собственности, размер – ведет к увеличению оценки нормы отдачи от образования. В то же время включение дополнительных персональных переменных чаще ведет к снижению оценок нормы отдачи (например, общий стаж работы, переменные места жительства).

Заключение

В данной работе проведен метаанализ оценок отдачи от образования в России за период с 1985 по 2008 г. Обобщение около 200 оценок за указанный период позволяет сделать вывод о том, что в 1990-е годы действительно наблюдался интенсивный рост отдачи от образования, который замедлился в начале 2000-х годов и полностью прекратился в последние годы. С 1990 г. до середины 2000-х годов средняя отдача от образования увеличилась вдвое – с 4% до 8% за каждый дополнительный год обучения. Метасимуляция по данным РМЭЗ позволяет сделать еще более жесткие выводы: с середины 2000-х годов норма отдачи от образования начинает снижаться. За четыре года – с 2003 по 2007 г. – это снижение составило 1–1,5 п.п.

В работе детально анализируется влияние спецификации уравнения заработной платы и методов оценивания на получаемый резуль-

¹⁷ В исходных регрессиях за базовую категорию для пола принимался женский пол. Для идентификации формы собственности использовались три дамми-переменных по наличию среди собственников предприятия: (1) государства, (2) российских частных собственников, (3) иностранных собственников.

тат. Метаанализ подтвердил известный факт: женщины получают более высокую отдачу от образования, чем мужчины. В середине 2000-х годов отдача от образования для женщин составляла около 9%, для мужчин — около 7%.

Методологически исследования по российским данным еще очень далеки от лучших западных образцов. Так, ни в одной из работ, включенных в метаанализ, образование не рассматривается как эндогенная переменная, и возможные искажения, связанные с различиями в способностях, не учитываются. Между тем дизайн исследования, выбор метода оценивания и спецификаций оказывают существенное влияние на результаты. Все же нам удалось сделать один интересный вывод, касающийся методов оценивания. Мы обнаружили, что использование метода наименьших квадратов ведет к завышению оценок отдачи от образования. В отличие от западных стран, различия в уровне занятости между группами с разными уровнями образования, т.е. эффект самоотбора, имеют нетривиальное значение. При учете этого обстоятельства методом хекмановской коррекции оценок отдачи снижаются примерно на 2 п.п.

Результат также зависит от того, как конструируются переменные заработной платы и образования. При формировании переменной заработной платы следует уделять внимание различиям в продолжительности рабочего времени, используя часовые заработные платы либо включая рабочее время в качестве объясняющей переменной в правой части уравнения. Распространенная практика «пересчета» уровней образования в годы обучения ведет к серьезному искажению отдачи. При использовании фактического числа лет обучения оценка нормы отдачи от образования примерно на 1 п.п. ниже, чем при использовании расчетного числа лет обучения. К сожалению, из российских обследований только РМЭЗ позволяет оценить фактическую продолжительность обучения, поэтому, используя другие источники, следует делать понижающую поправку.

Спецификация уравнения также оказывает немалое влияние на величину оценки. Из переменных правой части уравнения ключевую роль играют форма собственности и тип населенного пункта (город/село). Гипотеза о важности контроля региональных эффектов, высказывавшаяся в ряде исследований, нашим метаанализом подтверждается лишь отчасти. Если территориальные переменные включаются в уравнение на уровне макрорегиона (например, федерального

округа), то их влияние на величину отдачи в лучшем случае невелико. Включение территориальных переменных на уровне области/республики имеет более сильный, причем негативный, эффект. Однако интерпретация этого эффекта неоднозначна. В базе данных РМЭЗ, которая чаще всего используется для оценки отдачи от образования, довольно сложно развести территориальные и поселенческие эффекты. Несомненно, различия в отдачах по типам населенных пунктов заслуживают дополнительных исследований.

Несмотря на то что наш метаанализ дал очень интересные результаты, следует указать на определенную ограниченность этого метода. В данной работе мы рассмотрели лишь оценку нормы отдачи от образования, т.е. средней «доходности» одного дополнительного года обучения. В действительности же различные уровни обучения имеют неодинаковое влияние на будущие заработки. Оценки отдачи по уровням образования свидетельствуют о том, что в России наивысшую отдачу имеет высшее образование, в то время как отдача от других разновидностей профессионального образования незначительна. Анализ премий на различные уровни образования мог бы стать интересной задачей будущих метаанализов.

Что говорят полученные результаты о связи между образованием и рынком труда в России? С одной стороны, норма отдачи от образования на уровне 7–8% соответствует средним значениям по развитым странам. Это означает, что российский рынок труда «вознаграждает» работников за полученное образование примерно в той же пропорции, как и рынки труда в развитых странах. Достигнутые нормы отдачи от образования создают достаточные, по международным меркам, стимулы к получению дополнительного образования. С другой стороны, нормы отдачи от образования кажутся удивительно высокими при сопоставлении с накопленными запасами человеческого капитала. Формальный образовательный уровень российского населения намного выше, чем в других странах, находящихся на той же стадии экономического развития. Фактически Россия является среднеразвитой, но сверхобразованной (по международным меркам) страной с «нормальными» отдачами от образования. На наш взгляд, высокие отдачи от образования в 2000-е годы поддерживались в основном за счет высоких темпов экономического роста и значительного притока неквалифицированной рабочей силы из-за рубежа. Но, несмотря на это, уже во второй половине 2000-х годов появились при-

знаки (и мы их видели в нашем исследовании) снижения нормы отдачи от образования. Учитывая последствия экономического кризиса и продолжающуюся экспансию высшего образования, следует ожидать продолжения этой тенденции в ближайшие годы. Впрочем, мы не считаем, что снижающиеся отдачи от образования приведут к сокращению охвата образованием и, в частности, к уменьшению доли молодых людей, поступающих в вузы. Причина состоит в том, что в высшем образовании, наряду с инвестиционной составляющей, очень велик потребительский элемент. Высшее образование уже стало социальной нормой для молодых людей, и отсутствие высшего образования воспринимается как своего рода сигнал о девиации. В России высшее образование к тому же еще и очень доступное потребительское благо, что обусловлено большим количеством бюджетных мест, низкой стоимостью обучения, широким распространением заочного образования, низким уровнем отсева студентов. Другими словами, соответствовать социальной норме в России довольно необременительно даже для семей с невысоким уровнем достатка, поэтому снижение отдачи от образования вряд ли приведет к падению популярности высшего образования.

Литература

Белоконная Л., Гимпельсон В., Горбачева Т., Жихарева О., Капелюшников Р., Лукьянова А. (2009) Взгляд на заработную плату через «призму» профессий // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. Гл. 8.

Всемирный банк (2003). Российский рынок труда: путь от кризиса к восстановлению. М.: Весь Мир, 2003.

Гизатуллин А. (2008) Корпоративное управление и финансовая эффективность компании: мета-анализ // Вопросы экономики. № 10. С. 62–76.

Гимпельсон В., Капелюшков Р., Куляева Г., Лукьянова А., Рыжикова З. (2009) Формы собственности в России: различия в заработной плате: Препринт WP3/2009/05. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2009.

Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. (2006а) Быть бюджетником в России: удачный выбор или несчастная судьба? // Экономический журнал ГУ ВШЭ. № 4.

Гимпельсон В.Е., Лукьянова А.Л. (2006б) «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. № 6.

Денисова И.А., Карцева М.А. (2007) Отдача на уровни, типы и качество образования. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. Гл. 7.

Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.

Капелюшников Р.И. (2008) Записка об отечественном человеческом капитале. Препринт WP3/2008/01. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008.

Капелюшников Р.И. (2006а) Образовательный потенциал и его связь с рынком труда: российский опыт: Препринт WP3/2006/03. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2006.

Капелюшников Р.И. (2006б) Структура российской рабочей силы: особенности и динамика: Препринт WP3/2006/04. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2006.

Капелюшников Р.И., Лукьянова А.Л. (2009) Трансформация человеческого капитала в российском обществе (на базе Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения). Аналитический отчет по проекту.

Кюи Н.Е. (2008) Образование, выбор категории профессиональной занятости и заработная плата в России // Экономический журнал ГУ ВШЭ. № 3. С. 365–399.

Локшин М. (2008) Использование научного метода в российских исследованиях в области бедности // Вопросы экономики. № 6. С. 44–60.

Лукьянова А.Л. (2009) Неопубликованные оценки по базе данных ОЗПП.

Мальцева И.О. (2009) Трудовая мобильность и стабильность: насколько высока отдача от специфического человеческого капитала в России // Экономический журнал ГУ ВШЭ. № 2. С. 243–278.

Ощепков А.Ю. (2010) Экономическая отдача от образования: меж-региональная вариация и ее факторы. Доклад на XI Международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества. М.: ГУ ВШЭ, 6–9 апреля 2010 г.

Росстат (2002). Экономическая активность населения России. М.: Росстат, 2002.

Росстат (2008). Экономическая активность населения России. М.: Росстат, 2008.

Росстат (2009). Российский статистический ежегодник. 2009. М.: Росстат, 2009.

Рошин С.Ю., Разумова Т.О. (2002). Вторичная занятость в России: моделирование предложения труда. Научный доклад EERC № 07/02.

Angrist J., Pischke J.-S. (2008) Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion, Princeton University Press.

Arabsheibani G., Mussurov A. (2007) Returns to schooling in Kazakhstan: OLS and instrumental variables approach // *Economics of Transition*. Vol. 15. P. 341–364.

Ashenfelter O., Harmon C., Oosterbeek H. (1999) A review of estimates of the schooling: earnings relationship, with tests for publication bias // *Labour Economics*. Vol. 6. P. 453–470.

Bagheri F., Kara O. (2008). Selection bias in the estimated returns to education // *Review of Business Research*. Vol. 8. P. 24–35.

Benell P. (1996) Using and abusing rates of return: A critique of the World Bank's 1995 education sector review // *International Journal of Educational Development*. Vol. 16. P. 235–248.

Borenstein M., Hedges L., Higgins J., Rothstein H. (2009) Introduction to meta-analysis. John Wiley & Sons.

Brainerd E. (1998) Winners and losers in Russia's economic transition // *American Economic Journal*. Vol. 88. P. 1094–1116.

Birdsall N., Behrman J. (1984) Does geographical aggregation cause overestimates of the returns to schooling? // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 46. P. 55–72.

Card D. (1999) The causal effect of education on earnings // *Handbook of Labour Economics* / O. Ashenfelter, D. Card (eds.). Vol. 3. North-Holland, Amsterdam.

Card D. (2001) Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems // *Econometrica*. Vol. 69. P. 1127–1160.

Cheidvasser S., Benítez-Silva H. (2007) The educated Russian's curse: Returns to education in the Russian Federation during the 1990s // *LABOUR*. Vol. 21. P. 1–41.

Clark A. (2003). Returns to human capital investment in a transition economy: The case of Russia, 1994–1998 // *International Journal of Manpower*. Vol. 24. P. 11–30.

Earle J., Sabirianova K. (2002) How late to pay? Understanding wage arrears in Russia // *Journal of Labor Economics*. Vol. 20. P. 661–707.

Earle J., Sakova Z. (2000) Business start-ups or disguised unemployment? Evidence on the character of self-employment from transition economies // *Labour Economics*. Vol. 7. P. 575–601.

Flabba L., Paternostro S., Tiongson E. (2008) Returns to education in the economic transition: A systematic assessment using comparable data // *Economics of Education Review*. Vol. 27. P. 724–740.

Fleisher B., Sabirianova K., Wang X. (2005) Returns to skills and the speed of reforms: Evidence from Central and Eastern Europe, China, and Russia // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 33. P. 351–370.

Gorodnichenko Yu., Sabirianova K. (2005) Returns to schooling in Russia and Ukraine: A semiparametric approach to cross-country comparative analysis // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 33. P. 324–350.

Graeser P. (1988) Human Capital in a Centrally Planned Economy: Evidence, *Kyklos*. Vol. 41. P. 75–98.

Harmon C., Oosterbeek H., Walker I. (2003) Returns to education: Microeconomics // *Journal of Economic Surveys*. Vol. 17. P. 115–155.

Hartog J., van den Brink H. (eds.) (2007) Human capital: Advances in theory and evidence, Cambridge University Press.

Heckman J. (1990) Varieties of selection bias // *American Economic Review*. Vol. 80. P. 313–318.

Heckman J., Lochner L., Todd P. (2006) Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond // *Handbook of the Economics of Education* / E. Hanushek, F. Welch (eds.). North-Holland.

Kulinskaya E., Morgenthaler S., Staudte R. (2008) Meta analysis: A guide to calibrating and combining statistical evidence. John Wiley & Sons.

Münich D., Svejnar J., Terrell K. (2005) Returns to human capital under the communist wage grid and during the transition to a market economy // *Review of Economics and Statistics*. Vol. 87. P. 100–123.

Nesterova D., Sabirianova K. (1998) Investment in human capital under economic transformation in Russia: EERC Working Paper No 99/04.

Newell A., Reilly B. (1999). Rates of return to educational qualifications in transitional economies // *Education Economics*. Vol. 7. P. 67–84.

O'Rourke K. (2007) An historical perspective on meta-analysis: dealing quantitatively with varying study results // *Journal of the Royal Society of Medicine*. Vol. 100. P. 579–582.

Pereira P., Martins P. (2004) Returns to education and wage equations // *Applied Economics*. Vol. 36. P. 525–531.

Psacharopoulos G., Patrinos H. (2004) Returns to investment in education: a further update // *Education Economics*. Vol. 12. P. 111–134.

Sabirianova K. (2001) The great human capital allocation: EERC Working Paper No. 2K/11.

Schultz T. (1975). The value of the ability to deal with disequilibria // *Journal of Economic Literature*. Vol. 13. P. 827–846.

Sianesi B., van Reenen J. (2003) The returns to education: Macroeconomics // *Journal of Economic Surveys*. Vol. 17. P. 157–200.

Stanley T. (2001) Wheat from Chaff: Meta-analysis as quantitative literature review // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15. P. 131–150.

Tan H., Savchenko Y., Gimpelson V., Kapelyushnikov R., Lukyanova A. (2007) Skills Shortages and Training in Russian Enterprises: HSE Working Paper WP3/2007/06.

Trostel P., Walker I., Woolley P. (2002) Estimates of the economic return to schooling for 28 countries // *Labour Economics*. Vol. 9. P. 1–16.

Vernon V. (2002) Returns to human capital in transitional Russia. University of Texas at Austin, unpublished manuscript.

Wolf F. (1986) *Meta-analysis: Quantitative Methods for Research Synthesis*. Beverly Hills: SAGE Publications.

Yemtsov R., Cnoblach S., Mete C. (2006) Evolution of the predictors of earnings during transition. World Bank, unpublished manuscript.

Lukiyanova A.

Returns to education in Russia: Evidence from meta-analysis: Working paper WP3/2010/03. – Moscow: State University – Higher School of Economics, 2010. – 60 p.

The paper uses meta-analysis to investigate the evolution of returns to education in Russia during the economic transition. We present the evidence of strong increase in returns to education in the 1990s. The returns to education peaked at 8% per additional year of schooling in the early 2000s. Since the mid-2000s, the positive trend has been reversed. We find that the estimated returns are very sensitive to sample design, specification and estimation methods. On average the estimated returns are higher if one uses imputed (instead of actual) years of education and estimates earnings equation with the OLS. Among covariates, the form of ownership and settlement type (urban/rural) has the largest effect on the estimated returns to education. Regional variables have significant impact on the estimated returns only being included into the earnings equation at the oblast (province) level.

Key words: returns to education, meta-analysis, human capital, earnings function.

Препринт WP3/2010/03
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Лукьянова Анна Львовна

**Отдача от образования:
что показывает метаанализ**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

Отпечатано в типографии Государственного университета –
Высшей школы экономики с представленного оригинал-макета.
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 3,5
Усл. печ. л. 3,49. Заказ № . Изд. № 1163

Государственный университет – Высшая школа экономики.
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Государственного университета – Высшей школы экономики.

Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок
