

Отдача от образования: что показывает мета-анализ¹

Лукьянова А.Л.

В работе использован метод мета-анализа для обобщения оценок отдачи от образования в России за 1990–2000-е гг. Наши расчеты подтверждают, что в 1990-е гг. наблюдался интенсивный рост отдачи от образования, которая достигла 8% на каждый дополнительный год обучения в начале 2000-х гг. С середины 2000-х гг. 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 оценивании уравнения методом наименьших квадратов. Из переменных правой части уравнения 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 Российской Федерации.

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

1. Введение

С середины 1990-х гг., когда появились первые оценки отдачи от человеческого капитала по России, накопилось довольно много результатов, полученных разными методами и по разным выборкам. Выводы авторов не однозначны. Ряд работ (например, [21]) показывают, что на протяжении 1990-х гг. отдача от образования стремительно росла и к концу 1990-х гг. достигла уровня развитых стран с высоким уровнем отдачи от образования (США, Великобритания). Другие работы (например, [16]) приходят к обратным выводам – отдача от образования, хотя и выросла в 1990-е гг., но по-прежнему остается существенно ниже среднего уровня отдачи в раз-

¹ Работа выполнена в рамках Программы поддержки фундаментальных исследований Государственного университета – Высшей школы экономики. Автор выражает признательность за советы и комментарии В. Гимпельсону и Р. Капелюшникову.

Лукьянова А.Л. – к.э.н., доцент кафедры экономики труда и народонаселения, старший научный сотрудник Центра трудовых исследований Государственного университета – Высшей школы экономики. E-mail: alukyanova@hse.ru

Статья поступила в Редакцию в мае 2010 г.

витых странах². Столь разные результаты ведут к диаметрально противоположным заключениям о темпах трансформации российского рынка труда, сложившейся структуре заработных плат и стимулах к получению образования.

В данной работе мы попытаемся обобщить уже имеющиеся результаты разных исследований, используя для этого метод мета-анализа. Мета-анализ – 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. С его помощью можно получить более достоверную оценку уровня и динамики изучаемых параметров. Мета-анализ появился в медицине для анализа данных клинических исследований, но затем стал активно применяться в других науках, в том числе в экономике (см. подробнее [31]). Он неоднократно использовался и для изучения отдачи от образования в развитых странах [12, 23, 28]. Несколько лет назад появилась первая работа, анализирующая с помощью этого метода отдачу от образования в странах с переходной экономикой [20].

Используемая методология аналогична методологии других работ, посвященных мета-анализу отдачи от образования. Наша цель – понять, в чем причины того, что исследователи, изучающие российский рынок труда в пореформенный период, 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?

Работа структурирована следующим образом. В следующем параграфе прослеживается эволюция российского человеческого капитала в 1990–2000-е гг. и обсуждается ее возможное влияние на норму отдачи от образования в России. В третьем параграфе представлено краткое описание метода мета-анализа. В четвертом и пятом описаны используемые мета-данные и представлены результаты оценивания мета-регрессии. В шестом параграфе обсуждаются результаты «мета-аналитической симуляции» на основе данных РМЭЗ. В Заключение делаются выводы.

2. Эволюция человеческого капитала в России в 1990–2000-е гг. и ее влияние на отдачу от образования³

В период до начала реформ уровень отдачи от образования был чрезвычайно низким. По оценкам Грейзера, в СССР отдача от образования составляла для среднего образования 2–3%, для высшего образования – около 5% [22]. Низкие отдачи от человеческого капитала вполне укладывались 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 [26].

Переход к рыночной экономике привел к грандиозным сдвигам в структуре человеческого капитала. В первые пореформенные годы произошло резкое обесце-

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% [29]. 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 (от 4 до 12%).

³ Подробнее об эволюции человеческого капитала в 1990–2000-е гг. см. [4, 5, 6, 7].

нение значительной части человеческого капитала, накопленного в рамках социалистической системы. Знания и навыки, специфичные для командной экономики, утратили свою ценность при переходе к рынку. Масштабная реструктуризация отраслевой структуры экономики вынудила многих работников сменить профессию. Обесценение значительной части «унаследованных от советской эпохи» запасов человеческого капитала должно было привести к заметному снижению отдач от всех характеристик человеческого капитала.

Однако рыночные реформы «запустили» и другие механизмы, действовавшие в направлении повышения отдач. Отказ от централизованного зарплатообразования и государственного контроля над фондом заработной платы, предоставление предприятиям возможности 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 гг., учитывая низкие отдачи от человеческого капитала на старте реформ. Кроме того, с началом реформ появляется множество новых профессий в новых растущих сегментах экономики. Развитие информационных технологий, финансовых и деловых услуг, а также в целом расширение частного сектора могли привести к переориентации спроса 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 [30]. 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. Шульцевский аллокационный эффект должен был быть особенно силен в первые годы после начала реформ.

Длительный спад не подорвал стимулы к накоплению человеческого капитала. Наоборот, начиная с середины 1990-х гг. 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 – это 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 сокращению средних заработков людей с высшим образованием и, как следствие, вызовет снижение норм отдачи от образования.

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 берутся 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 низ-

кие 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 числа студентов и, прежде всего, от числа 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 этих категорий работников. Одновременно с общим падением происходит усиление дифференциации качества образования, что обесценивает сигнальную функцию образования для работодателей. 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 отдачу от образования.

И еще одно замечание. 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 минцеровского уравнения 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 гг., когда связь между способностями и образованием была сильнее, оценки норм отдачи от образования по минцеровскому уравнению могли быть завышены сильнее, чем в последние годы, когда оценки норм отдачи стали ближе к своим истинным значениям.

Существующие обзоры литературы по оценкам нормы отдачи от образования в пореформенной России (например, [32]) указывают на то, что отдача от образования быстро росла в 1990-е гг., достигнув 7–8%, что соответствует уровню отдачи в большинстве развитых стран. В начале 2000-х гг., после вступления российской экономики в фазу подъема, она увеличилась еще на 2–3 п.п., приблизившись к отметке в 10%. Однако уже к 2004–2005 гг. начинают наблюдаться признаки снижения отдачи, так что, по словам Р. Капелюшника, «не исключено, что российская экономика уже достигла пограничной черты, за которой может начаться постепенное снижение экономической ценности образования» [4, с. 44].

3. Метод мета-анализа

Мета-анализ крайне редко используется российскими исследователями⁴, тогда как имеются десятки публикаций зарубежных авторов на эту тему (см., например: [14, 25]). Кроме того, разработаны специальные программы для проведения мета-анализа, а также отдельные модули для популярных статистических пакетов SPSS

⁴ Среди статей, опубликованных в ведущих российских экономических и социологических журналах, нам удалось найти всего две работы, в которых применялся метод мета-анализа [2, 8]. Однако только работа Локшина базируется на российских данных – метод мета-анализа использовался для изучения методологии российских исследований по проблемам бедности.

и Stata. С конца 1980-х гг. появились первые приложения мета-анализа в экономике. Здесь наибольшее распространение получила одна из разновидностей мета-анализа – мета-регрессионный анализ.

Стандартная процедура мета-регрессионного анализа состоит из следующих этапов:

- 1) формирование базы данных работ, относящихся к теме исследования;
- 2) отбор оценок и их перерасчет при необходимости;
- 3) дескриптивный анализ отобранных оценок;
- 4) выбор мета-регрессоров;
- 5) оценивание мета-регрессии;
- 6) диагностика мета-регрессии и интерпретация результатов.

Формирование базы анализируемых работ должно обеспечить максимально полный охват эмпирических работ, относящихся к теме исследования. При этом в мета-анализ могут включаться как опубликованные, так и неопубликованные 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. Необходимые ограничения (относительно страны, временного периода, процедур оценивания и т.п.) должны быть четко прописаны и обоснованы в тексте мета-аналитической 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. Зачастую оказывается полезным перейти от исходных абсолютных значений рассматриваемого параметра к относительным или стандартизованным значениям.

Дескриптивный анализ дает представление о характере распределения имеющихся оценок. Кроме того, при помощи специальных формул определяется «усредненная» мета-оценка. Мета-оценка может рассчитываться с учетом корректировок на возможные систематические ошибки и на различия в качестве работ, измеряемые объемом выборки, точностью оценок и т.д. Систематические ошибки чаще всего связывают с так называемой «проблемой картотечного ящика» (*file drawer problem*). Она 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*). 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 мета-оценки рассчитывается доверительный интервал.

Отобранные оценки являются зависимой переменной и, соответственно, ставятся в левой части мета-регрессии. Выбор независимых переменных для правой части уравнения – мета-регрессоров – 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 мета-регрессоров 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 мета-регрессии.

Непосредственно оценивание мета-регрессии может осуществляться разными методами – методом наименьших квадратов либо панельными методами. Мета-регрессионный 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 мета-регрессии. Главная задача – определить насколько хорошо со статистической точки зрения оценена сама мета-регрессия. Для этой цели используются стандартные и специальные статистические тесты. Если диагностические тесты подтверждают хорошее качество мета-регрессионной модели, можно переходить к завершающему этапу анализа – интерпретации результатов с формулированием рекомендаций для практики и дальнейших научных исследований.

4. Описание мета-данных

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

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

где $\log(Wage)$ – логарифм заработной платы; SCH – продолжительность обучения (в годах); EXP – стаж работы; X – контрольные переменные; u – остаточный член, отражающий влияние всех остальных ненаблюдаемых переменных, которые предполагаются независимыми от X и SCH . Если прямые издержки на образование достаточно малы, то коэффициент при переменной образования β равен внутренней норме отдачи от образования. Для оценки коэффициентов уравнения (1) чаще всего используется метод наименьших квадратов (МНК).

Несмотря на серьезную критику минцеровского уравнения (см. [24]), оно до сих пор является главной «рабочей лошадкой» эмпирических исследований отдачи от человеческого капитала. 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 гг. варьируются в опубликованных(!) работах от 4,8 до 12,2%, в Великобритании в 1980-е гг. – от 6,8 до 15,3% [29]. Различия зависят от используемых данных, подходов к ограничению выборки, методов оценивания, набора контрольных переменных и проч.

Для мета-анализа отдачи от образования мы использовали 197 оценок из 12 работ [1, 3, 7, 9, 15, 16, 17, 19, 21, 27, 34, 35]. Таблица 1 дает общую характеристику этих работ и данных, по которым были сделаны оценки. Для увеличения числа оценок на-

ряду с работами, уже опубликованными в книгах и журналах, 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 немногочисленны и слишком разнородны для проведения мета-анализа. Кроме того, для перевода их в нормы отдачи потребовалось бы сделать много дополнительных допущений.

Таблица 1.

Общая характеристики мета-данных по отдаче от образования

Характеристики мета-данных	Количество	В процентах к итогу
Количество работ	12	–
опубликованных в журналах/книгах	7	–
неопубликованных	5	–
Количество оценок	197	100
Характеристики оценок по полу		
оба пола	121	61,4
только мужчины	38	19,3
только женщины	38	19,3
Характеристики оценок по возрасту		
Не ограничена по возрасту	79	40,1
Ограничена по возрасту	118	59,9
Распределение оценок по источникам данных		
РМЭЗ	160	81,2
ВЦИОМ	6	3,1
ISSP	11	5,6
ОЗПП	20	10,2
Распределение оценок по годам*		
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

* Данные за 1985 и 1990 гг. – ретроспективные вопросы в РМЭЗ, 1991–1993 гг. – данные ВЦИОМ.

При отборе оценок для анализа накладывался целый ряд ограничений. Во-первых, мы исключили те оценки, которые невозможно отнести к какому-либо конкретному году. Это оценки из уравнений, строившихся по данным, объединенным за несколько лет. Во-вторых, были исключены оценки, полученные для отдельных подгрупп населения, принадлежность к которым является выбором индивида, поскольку в этом случае оценки отдачи искажаются эффектом самоотбора. Из мета-анализа «ушли» оценки отдачи от образования, производившиеся 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 образования занижаются⁵.

Отобранные для анализа оценки охватывают период с 1985 по 2008 гг.⁶, но внутри этого периода они распределены крайне неравномерно. Большая часть оценок приходится на 1990-е гг. Подавляющее большинство – свыше 80% – оценок сделано по данным Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ). Однако в литературе есть оценки, полученные по данным из других источников: опросов домохозяйств ВЦИОМ и Международной программы социальных опросов (ISSP – International Social Survey Programme), опросов предприятий – выборочного обследования заработной платы работников по профессиям (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 обычно задается прямой вопрос о том, сколько лет учился респондент, в российских обследованиях респондентов, как правило, спрашивают о самом высоком имеющемся уровне образования. 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.

⁵ Подробнее о том, как включение профессий искажает оценки нормы отдачи от образования, см. [10, гл. 3].

⁶ Во всех рассматриваемых работах оценивалась отдача от образования только на российском рынке труда. Вопрос о том, какую отдачу приносит российское образование на международном рынке труда, ни в одной из работ не ставился из-за отсутствия необходимых данных.

Таблица 2.

**Характеристика мета-данных
по переменным обучения и заработной платы**

Характеристики мета-данных	Количество оценок	В процентах к итогу
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 зарплаты	56	28,4
Учитываются натуральные выплаты	99	50,3

Выбор периода, за который измеряется заработная плата, влияет на оценку отдачи. Большинство оценок (62%) произведено по месячным данным, что может привести к завышению оценок отдачи от образования по сравнению с отдачами по часовым заработкам. 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 ставках были получены расчетным способом – делением месячных заработков на отработанное время. Поэтому вполне возможно, что в мета-анализе 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% – получено по данным обо 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. 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.

Половина оценок рассчитаны по данным, учитывающим не только денежные, но и натуральные выплаты продукцией предприятия, которые переводятся в денежную форму. Кроме того, 28% оценок учитывают задержки заработной платы, пересчитывая выплаченные заработные платы в «контрактные» и используя данные о продолжительности и размерах задолженности. Тот факт, что проблема задержек заработной

платы сконцентрирована на низкооплачиваемых работниках [18], позволяет ожидать снижения оценок отдачи от образования при использовании контрактных заработных плат.

Теперь обратимся к эконометрической стороне оценивания отдачи от образования в России (см. 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 переменных и естественные эксперименты) предъявляют очень жесткие требования к данным. Российские базы данных не позволяют в полном объеме использовать эти продвинутое методы. В результате около 90% оценок отдачи от образования были получены при помощи МНК, оставшиеся 10% – при помощи хекмановской коррекции, которая, однако, не решает проблемы эндогенности образования, хотя и позволяет учесть самоотбор в занятость.

Таблица 3.

Характеристика мета-данных по регрессиям

Характеристики мета-данных	Количество оценок	В процентах к итогу
Методы оценивания		
МНК	177	89,9
хекмановская коррекция	20	10,1
Объясняющие переменные		
опыт работы	184	93,4
специальный стаж	44	22,3
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. 3 описывает спецификации использованных уравнений. В соответствии с рекомендациями 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. Использование возраста вместо опыта работы ведет к завышению оценок отдачи от образования [23]. Однако различия обычно не велики – около 2% (по оценке [23]), поэтому при сравнительно небольшом числе имеющихся у нас мета-наблюдений, уловить их едва ли возможно.

Большой популярностью пользуется включение в спецификацию региональных и поселенческих переменных. Свыше половины уравнений включают региональные дамми-переменные; в ряде случаев это делалось на уровне субъектов Российской

Федерации, 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 страны, такие как различия в климатических условиях, стоимости и качестве жизни. Включение региональных переменных имеет очень сильное влияние на величину отдачи. Некоторые авторы (см., например: [16]) 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 мета-данных.

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. 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.

5. Результаты мета-анализа

На рис. 1 представлено распределение имеющихся оценок отдачи от образования.

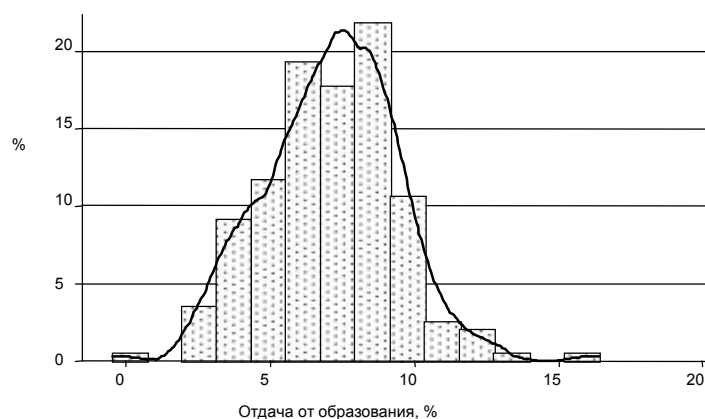


Рис. 1. Отдача от образования

В среднем норма отдачи от образования составляет 7,1%, варьируясь 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 мета-оценок.

В табл. 4 представлены результаты оценивания мета-регрессии, в которой в левой части уравнения стоят оценки отдачи от образования (в процентах), а в правой части - различные характеристики мета-данных. Для проверки робастности полученных результатов мы оценивали две мета-регрессии - 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 мета-наблюдений, 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 мета-регрессий оказались очень похожими. Поэтому при описании результатов мы будем ориентироваться на мета-регрессию по всем оценкам. Результаты второй мета-регрессии будут комментироваться лишь в тех случаях, где имеются заметные отклонения от первой мета-регрессии. Отметим только, что в целом обе мета-регрессии хорошо описывают имеющиеся оценки - имеют высокие значения R^2 и содержат достаточно много значимых коэффициентов.

Таблица 4.

Результаты оценивания мета-регрессии

	Все оценки		Оценки только для выборок, включающих оба пола	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Обследование домохозяйств (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

Окончание табл. 4.

	Все оценки		Оценки только для выборок, включающих оба пола	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
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
t (1990 г. = 0)	0,535***	0,059	0,532***	0,048
t^2	-0,018***	0,004	-0,015***	0,004
Прочие переменные (1 = да)	-1,839***	0,573	-1,873***	0,602
Константа	4,082***	0,842	3,566***	0,919
R^2	0,63		0,78	
Число наблюдений	197		121	

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

Переменная t в мета-регрессиях, соответствующая году, за который была сделана оценка (1990 г. = 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 гг. Ее рост составлял примерно 0,4–0,5 п.п. в год. С конца 1990-х гг. рост отдачи начал замедляться, и в 2004–2005 гг. отдача от образования достигла своих максимальных значений. Для 2006–2008 гг. делать какие-либо выводы преждевременно – наблюдается небольшое снижение отдачи, но оно не является статистически значимым. Если значения всех переменных, кроме t , зафиксировать на уровне средних по выборке, то получим, что средняя отдача от дополнительного года обучения за период рыночных реформ повысилась почти вдвое – с 4–5% в начале 1990-х гг. до 8% в 2000-е гг. Это достаточно высокая отдача по международным меркам и примерно соответствует средним оценкам по странам-членам ОЭСР. При этом отдача от образования у женщин в среднем почти на 2 п.п. выше, чем у мужчин.

Быстрый рост отдачи от образования происходил практически во всех странах с переходной экономикой. Из 11 стран, рассматривавшихся в работе [20], лишь две страны – Украина и Китай – имели низкие показатели отдачи от образования в конце 1990-х гг. Россия же, по их расчетам, была в числе лидеров по росту отдачи. Рост отдачи в течение переходного периода, в первую очередь, связан с сильной степенью их сжатия в командной экономике. Фляйшер и др. показали, что в странах с более быстрыми и масштабными реформами отдача росла быстрее [20]. Еще одна возможная причина быстрого роста отдачи с «шульцевским» аллокационным эффектом – образование помогает быстрее адаптироваться в периоды структурных трансформаций и экономической нестабильности. По расчетам [20], этот фактор также играл существенную роль в объяснении роста отдачи от образования в переходных экономиках.

Поскольку обследования ВЦИОМ и ISSP представлены небольшим числом оценок, мы решили создать одну дамми-переменную для описания источников данных, объединив эти источники с РМЭЗ в общую группу – обследования домашних хозяйств. По существу, эта переменная принимает значение ноль лишь для оценок по ОЗПП. Результаты оценивания показывают, что источник данных не оказывает существенного влияния на величину оценки.

Дамми-переменная для месячных заработков имеет отрицательный знак в обеих мета-регрессиях, но значима лишь в мета-регрессии для всех оценок. Между тем в других странах оценки отдач 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 в среднем меньше фактического. 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, продолжительность незавершенного образования учитывается при расчете фактического числа лет обучения, но игнорируется при переходе от уровней образования к расчетной продолжительности обучения. 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. Тростел и др. [33] отмечают, что при неполном учете или цензурировании сверху фактической продолжительности обучения обычно получают завышенные оценки отдач от образования.

Выбор метода оценивания также очень важен для получения корректных оценок. Использование МНК приводит к завышению отдач, при учете эффекта самоотбора в занятость мы выходим на более низкие оценки. Разница в отдачах, полученных при помощи МНК и хекмановской коррекции, составляет около 1,9 п.п. Это выше, чем эффект любого другого фактора в мета-регрессии. Значимое влияние коррекции на самоотбор является очень важным результатом. Большинство работ, написанных по развитым странам, заключают, что самоотбор практически не сказывается на величине отдачи от образования. Между тем в работах по развивающимся странам значимый эффект самоотбора наблюдается часто (см., например: [13] – в Турции,

[11] – в Казахстане). Однако исследований по развивающимся странам и переходным экономикам все еще не достаточно 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 странам. Кроме того, метод хекмановской коррекции очень чувствителен к спецификации уравнения отбора. Но если отвлечься от аргумента о низком качестве данных, то причины могут быть связаны с наличием обширного неформального сектора с нестабильной и незащищенной занятостью и широкими возможностями занятости в домашнем хозяйстве, прежде всего в ЛПХ. В большинстве случаев использование хекмановской коррекции подтверждает наличие положительного отбора в занятости: в занятости «самоотбираются» те индивиды, чьи производительные характеристики лучше, чем у случайного человека, взятого из выборки. Большая часть оценок методом хекмановской коррекции в нашей выборке взята из одной работы – статьи Денисовой и Карцевой [3], 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 трудоспособного возраста. Однако при оценивании мета-регрессии без учета 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 контроля 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 варьироваться отдача от образования по типам населенных пунктов. С одной стороны, благодаря агломерационным эффектам производительность труда более образованных работников быстрее растет в городах, и отдача от образования может быть положительно связана с размерами населенных пунктов. С другой стороны, есть 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. Детальный анализ этих связей выходит за рамки нашего мета-анализа. Мета-анализ лишь указывает на то, что эта область нуждается в дополнительных исследованиях.

6. Симуляция мета-анализа на данных РМЭЗ

Из-за отсутствия стандартных ошибок во многих из анализировавшихся работ мы не смогли в достаточной мере учесть качественные различия между исследованиями и построить доверительные интервалы для наших мета-оценок. Кроме того, многие другие важные особенности работ, например различия в методах формирования выборки, не нашли отражения в мета-регрессиях. 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. 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. На данном этапе мы расширяем рамки мета-анализа 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 мета-регрессия по этим сгенерированным оценкам. Подобное упражнение можно назвать «мета-аналитической симуляцией». Этот подход позволит не только увеличить число оценок, но и решить проблему «картотечного ящика», а также добиться лучшей сопоставимости оценок.

Остановимся подробнее на том, как формировался наш информационный массив, используемый в мета-симуляциях. Для проведения мета-симуляций были взяты данные РМЭЗ за 2001–2007 гг. Для каждого раунда было сформировано по три переменных заработной платы. Первая переменная соответствовала ответу на вопрос о средних месячных заработках за последние 12 месяцев. 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 4 варианта ограничения выборки по возрасту: (1) без ограничений; (2) лица в возрасте 15–64 лет; (3) лица трудоспособного возраста (от 16 до 55 жен./60 муж. лет); (4) лица в возрасте максимального уровня трудовой активности (от 24 до 50 жен./55 муж. лет).

Для каждого определения заработной платы, 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 Российской Федерации, вхо-

дзящими 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. 2 показан так называемый «воронкообразный график» (*funnel plot*). Воронкообразные графики широко используются в мета-анализе для визуальной идентификации систематических различий в оценках, в том числе публикационных смещений. Они показывают взаимосвязь между оценками параметра (горизонтальная ось) и стандартными ошибками (вертикальная ось). Оценки норм отдачи от образования в нашей совокупности варьируются от 3,7 до 13%. Средний уровень оценки, рассчитанный как простое среднее арифметическое за весь период, равен 7,7%. Однако он не учитывает различий в качестве оценок, которые в нашем случае определяются величиной стандартных ошибок. Если среднюю норму отдачи рассчитывать в соответствии с правилами мета-анализа, придавая больший вес оценкам с маленькими стандартными ошибками, то средняя норма отдачи будет равна 7,3%, что соответствует вертикальной линии на рис. 2. В то же время рис. 2 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. Мы попытаемся учесть их при построении мета-регрессии.

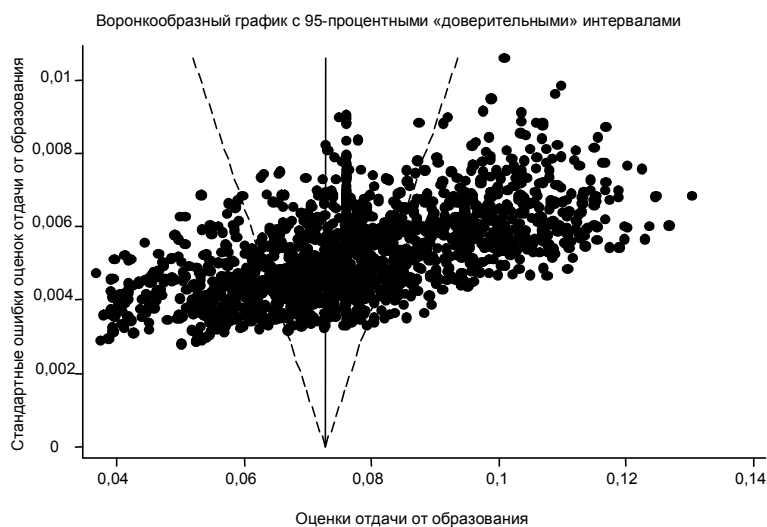


Рис. 2. Оценки, полученные в результате мета-симуляции

Результаты оценивания мета-симуляционной регрессии (табл. 5) в целом совпадают с результатами мета-анализа реальных работ (табл. 4). Отличия от мета-анализа реальных данных вполне объяснимы: большинство реальных оценок относились к более раннему периоду. В целом мета-симуляционная 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 мета-симуляции: мета-регрессия

	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 заработной платы (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)			
мужчины: 24–55, женщины: 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
Число наблюдений	1864		
Скорректированный R ²	0,97		

Результаты мета-регрессионного анализа указывают на то, что перелом тенденции роста отдачи произошел в середине 2000-х гг. Начиная с 2004 г. наблюдается заметное снижение отдачи от образования. Мета-симуляционная 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 объяснить различиями в используемых спецификациях. Однако 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. Мета-симуляция 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. Таблица 5 указывает на еще один способ «довести» уровни отдачи, рассчитанные по месячным заработкам, до значений отдачи, 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. Оценивание уравнений по фактической и расчетной продолжительности обучения дают расхождение в 2 п.п. в пользу расчетного числа лет обучения. Напомним, что в мета-анализе реальных отдачи этот фактор играл существенную роль, но уступал по важности другим факторам. Наш контролируемый эксперимент подчеркивает его особую значимость.

При проведении мета-анализа по реальным оценкам мы не смогли оценить, какой эффект с точки зрения отдачи от образования имеет ограничение выборки по возрастному принципу. Мета-симуляция 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 (15–64 лет). В результате в выборку попадает большое число подрабатывающих студентов и работающих пенсионеров. В обеих группах, хотя и по разным причинам, многие индивиды работают 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.

Мета-симуляционные 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 мета-анализе 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 мета-симуляционных 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 фе-

дерального округа, то снижение составляет всего 0,4 п.п., тогда как при контроле на уровне PSU (primary sampling unit – первичная единица отбора) оно значительно выше и составляет 2,2 п.п. 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 3 PSU – свыше 90% респондентов проживали в населенных пунктах одного типа и лишь в 2 PSU респонденты проживали в населенных пунктах трех типов. 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 отрасли. При этом влияние переменной формы собственности на величину отдачи оказывается более скромным, чем в мета-регрессии по реальным данным. Возможно, в 2000-е гг. 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 предприятия – 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).

7. Заключение

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

В работе детально анализируется влияние спецификации уравнения заработной платы и методов оценивания на получаемый результат. Мета-анализ подтвердил известный факт того, что женщины получают более высокую отдачу от образования, чем мужчины. В середине 2000-х гг. 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 мета-анализ, 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, имеет нетривиальное значение. При учете смещения отбора методом хекмановской коррекции оценки 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 правую часть уравнения. Распространенная практика «пересчета» уровней образования в годы обучения ведет к серьезному искажению отдач. 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 мета-анализом подтверждается лишь отчасти. Если территориальные переменные включаются в уравнение на уровне макро-региона (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. Поэтому данный вопрос нуждается в дополнительных исследованиях.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Всемирный Банк. Российский рынок труда: путь от кризиса к восстановлению. М.: Весь Мир, 2003.
2. Гизатуллин А. Корпоративное управление и финансовая эффективность компании: мета-анализ // Вопросы экономики. 2008. № 10. С. 62–76.
3. Денисова И.А., Карцева М.А. Отдача на уровне, типы и качество образования // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. Гл. 7. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
4. Капелюшников Р.И. Записка об отечественном человеческом капитале: Препринт WP3/2008/01. М.: ГУ ВШЭ, 2008.
5. Капелюшников Р.И. Образовательный потенциал и его связь с рынком труда: российский опыт: Препринт WP3/2006/03. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
6. Капелюшников Р.И. Структура российской рабочей силы: особенности и динамика: Препринт WP3/2006/04. М.: ГУ ВШЭ, 2006.
7. Капелюшников Р.И., Лукьянова А.Л. Трансформация человеческого капитала в российском обществе (на базе РМЭЗ). Аналитический отчет по проекту. 2009.

8. Локшин М. Использование научного метода в российских исследованиях в области бедности // Вопросы экономики. 2008. № 6. С. 44–60.
9. Лукьянова А.Л. Неопубликованные оценки по базе данных ОЗПП. 2009.
10. Angrist J., Pischke J.-S. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton University Press, 2008.
11. Arabsheibani G., Mussurov A. Returns to Schooling in Kazakhstan: OLS and Instrumental Variables Approach // Economics of Transition. 2007. Vol. 15. P. 341–364.
12. Ashenfelter O., Harmon C., Oosterbeek H. A Review of Estimates of the Schooling: Earnings Relationship, with Tests for Publication Bias // Labour Economics. 1999. Vol. 6. P. 453–470.
13. Bagheri F., Kara O. Selection Bias in the Estimated Returns to Education // Review of Business Research. 2008. Vol. 8. P. 24–35.
14. Borenstein M., Hedges L., Higgins J., Rothstein H. Introduction to Meta-analysis. John Wiley & Sons, 2009.
15. Brainerd E. Winners and Losers in Russia's Economic Transition // American Economic Journal. 1998. Vol. 88. P. 1094–1116.
16. Cheidvasser S., Benitez-Silva H. The Educated Russian's Curse: Returns to Education in the Russian Federation During the 1990s // Labour. 2007. Vol. 21. P. 1–41.
17. Clark A. Returns to Human Capital Investment in a Transition Economy: The Case of Russia, 1994–1998 // International Journal of Manpower. 2003. Vol. 24. P. 11–30.
18. Earle J., Sabirianova K. How Late to Pay? Understanding Wage Arrears in Russia // Journal of Labor Economics. 2002. Vol. 20. P. 661–707.
19. Flabbia L., Paternostro S., Tiongson E. Returns to Education in the Economic Transition: A Systematic Assessment Using Comparable Data // Economics of Education Review. 2008. Vol. 27. P. 724–740.
20. Fleisher B., Sabirianova K., Wang X. Returns to Skills and the Speed of Reforms: Evidence from Central and Eastern Europe, China, and Russia // Journal of Comparative Economics. 2005. Vol. 33. P. 351–370.
21. Gorodnichenko Yu., Sabirianova K. Returns to Schooling in Russia and Ukraine: A Semiparametric Approach to Cross-country Comparative Analysis // Journal of Comparative Economics. 2005. Vol. 33. P. 324–350.
22. Graeser P. Human Capital in a Centrally Planned Economy: Evidence // Kyklos. 1988. Vol. 41. P. 75–98.
23. Harmon C., Oosterbeek H., Walker I. Returns to Education: Microeconomics // Journal of Economic Surveys. 2003. Vol. 17. P. 115–155.
24. Heckman J., Lochner L., Todd P. Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond // Hanushek E., Welch F. (eds.) Handbook of the Economics of Education. North-Holland, 2006.
25. Kulinskaya E., Morgenthaler S., Staudte R. Meta Analysis: A Guide to Calibrating and Combining Statistical Evidence. John Wiley & Sons, 2008.
26. Munich D., Svejnar J., Terrell K. Returns to Human Capital under the Communist Wage Grid and During the Transition to a Market Economy // Review of Economics and Statistics. 2005. Vol. 87. P. 100–123.
27. Nesterova D., Sabirianova K. Investment in Human Capital under Economic Transformation in Russia: EERC Working Paper № 99/04. 1998.
28. Pereira P., Martins P. Returns to Education and Wage Equations // Applied Economics. 2004. Vol. 36. P. 525–531.
29. Psacharopoulos G., Patrinos H. Returns to Investment in Education: A Further Update // Education Economics. 2004. Vol. 12. P. 111–134.
30. Schultz T. The Value of the Ability to Deal with Disequilibria // Journal of Economic Literature. 1975. Vol. 13. P. 827–846.
31. Stanley T. Wheat from Chaff: Meta-analysis as Quantitative Literature Review // Journal of Economic Perspectives. 2001. Vol. 15. P. 131–150.

32. *Tan H., Savchenko Y., Gimpelson V. et al.* Skills Shortages and Training in Russian Enterprises: HSE Working Paper WP3/2007/06. 2007.
33. *Trostel P., Walker I., Woolley P.* Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries // *Labour Economics*. 2002. Vol. 9. P. 1–16.
34. *Vernon V.* Returns to Human Capital in Transitional Russia. University of Texas at Austin, 2002. Unpublished manuscript.
35. *Yemtsov R., Cnoblach S., Mete C.* Evolution of the Predictors of Earnings during Transition. World Bank, 2006. Unpublished manuscript.