

Отдача от высшего образования в российских регионах

Ощепков А.Ю.

Оценивая уравнения заработной платы минцеровского типа на микроданных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП) за 2007 г., мы впервые получаем оценки отдачи от высшего образования для всех регионов-субъектов Российской Федерации. Межрегиональные различия в отдачах оказываются очень значительными. Оценки региональных отдач от высшего образования, полученные на основе базового минцеровского уравнения, лежат в диапазоне от 32 до 140% (от средней заработной платы работников, имеющих среднее образование) при общестрановом уровне отдачи примерно 65%. Вариация в оценках, полученных на основе расширенной спецификации уравнения (с учетом вида экономической деятельности и формы собственности предприятия) заметно ниже, но и она является весьма внушительной: оценки различаются от 60 до 150% при общестрановом уровне отдачи примерно 90%. В таких условиях ставшее уже стандартным оценивание отдачи от образования на уровне страны в целом выглядит сильным упрощением, и ответ на вопрос, каков же уровень отдачи от образования в стране, перестает быть тривиальным.

Ключевые слова: отдача от образования; регионы; Россия.

1. Введение

Измерению экономической отдачи от образования посвящены сотни публикаций, представляющих ее оценки для самых разных стран мира¹. Концептуальную основу этих исследований составляет теория человеческого капитала. В своем стандартном изложении она имплицитно предполагает, что национальный рынок труда является единым и однородным. Все индивиды без каких-либо ограничений имеют к нему

¹ См., например, обзорные работы [21, 34].

Автор выражает благодарность В. Гимпельсону, Э. Ершову, А. Зайцевой, Р. Капелюшникову, О. Лазаревой, А. Лукьяновой, Б. Силиверстову и одному анонимному рецензенту за ценные советы и замечания.

Ощепков А.Ю. – к.э.н., научный сотрудник Центра трудовых исследований Государственного университета – Высшей школы экономики. E-mail: aoshchepkov@hse.ru

Статья поступила в Редакцию в сентябре 2010 г.

доступ, предлагая на нем услуги своего труда. На таком рынке труда формируется единый уровень отдачи от образования, исходя из которого индивиды принимают решение о том, производить инвестиции в образование или нет. Соответственно в подавляющем большинстве работ оценивание отдач от образования производится для каждой страны в целом.

Существует, однако, относительно небольшой поток исследований, несколько выбивающийся из рамок этого мейнстрима. Они показывают, что отдача от образования сильно различается по регионам внутри отдельных стран². Эти эмпирические свидетельства указывают на то, что ставшее уже стандартным оценивание отдачи от образования на уровне страны в целом является сильным упрощением. В странах, где она низкая, вполне могут существовать регионы с высокой отдачей, и наоборот. Оценивание отдачи от образования на уровне отдельных регионов видится как важное дополнение и расширение стандартного подхода, поскольку высокая отдача на уровне страны в целом не гарантирует того, что инвестировать в образование одинаково выгодно во всех частях страны.

Подавляющее большинство оценок отдачи от образования в России также относятся ко всей стране в целом³. Нам известна лишь одна публикация, в которой представлены оценки отдач от образования для отдельных регионов. В работе [12] с использованием расширенного минцеровского уравнения оценивались на данных РМЭЗ отдачи от дополнительного года образования для 7 федеральных округов, а также Москвы и Санкт-Петербурга. По расчетам авторов, самой низкой (менее 1%) отдача от образования оказывается в городах федерального значения. Среди федеральных округов самые высокие нормы отдачи наблюдаются в Восточной Сибири и Дальнем Востоке (более 7%), а самые низкие – в Центральном федеральном округе. Анализ региональной вариации в нормах отдачи не был основной целью этого исследования, поэтому полученные результаты остались без каких-либо интерпретаций и объяснений. Однако они указывают на то, что отдача от образования может сильно различаться внутри России.

В нашей работе мы впервые представляем оценки отдачи от высшего образования для всех регионов-субъектов Российской Федерации⁴. Они получены в результате применения стандартной методологии оценивания отдачи от образования (основанной на оценивании уравнений заработной платы минцеровского типа) на уникальных данных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП) за 2007 г. Различия в отдачах от высшего образования между российскими регионами оказываются очень значительными. Оценки, полученные на основе базового минце-

² См. работы [14] – по Бразилии; [11, 15, 25] – по США; [29] – по Чехии; [17] – по Испании; [37] – по Португалии; [10] – по Швеции. Даже в такой небольшой стране, как Панама, оказалось, что оценки отдачи от образования сильно разнятся по регионам (см. [26]).

³ См. недавнюю обзорную работу [4].

⁴ Особый интерес к отдаче от высшего образования связан с тем, что именно оно принимается в качестве ключевой составляющей человеческого капитала. Кроме того, система высшего образования стала в последнее время в России предметом оживленных дискуссий в академической среде и СМИ, во многом – в связи с мощным ростом спроса на высшее образование со стороны молодежи (см., например, [3, 6]). Очевидно, однако, что этот вопрос не может рассматриваться отдельно от обсуждения экономической отдачи от высшего образования, поскольку с точки зрения теории человеческого капитала именно она является ключевым фактором, определяющим решения индивидов относительно того, имеет ли смысл стремиться к его получению.

ровского уравнения, лежат в диапазоне от 32 до 140% (от средней заработной платы работников, имеющих среднее образование) при общестрановом уровне отдачи примерно 65%. Вариация в оценках, полученных на основе расширенного уравнения (дополнительно включающего вид экономической деятельности и форму собственности предприятия) заметно ниже, но и она оказывается весьма внушительной: оценки различаются от 60 до 150% при общестрановом уровне отдачи примерно 90%.

Такие результаты поднимают целый ряд новых вопросов. Прежде всего, как следует интерпретировать региональные оценки отдачи от образования? С действием каких социально-экономических факторов связаны межрегиональные различия в отдачах от образования? Каким образом эти различия связаны с особенностями функционирования региональных рынков труда? Какие нормативные выводы отсюда следуют? К сожалению, число исследований, пытающихся ответить на эти важные вопросы, крайне ограничено. По всем странам с переходной экономикой мы нашли только две работы, в которых отдача от образования оценивалась по регионам – [12, 29]. Не многим лучше обстоит дело и по развитым странам – нам удалось найти лишь четыре журнальные публикации, в фокусе которых находились территориальные различия в отдачах от образования, это [11, 14, 15, 25].

В настоящей статье мы не пытаемся дать ответы на все возникающие вопросы. Представляя оценки отдачи от образования в регионах и обсуждая полученные результаты, мы лишь ставим эти вопросы для дальнейшего изучения в последующих исследованиях.

Работа строится следующим образом. Во втором и третьем разделах описываются методология оценивания отдачи от образования, а также используемые данные. В четвертом разделе представляются и обсуждаются оценки отдачи от высшего образования по российским регионам. В заключении делаются основные выводы и формулируются направления для последующего анализа.

2. Методология оценивания отдачи от образования

2.1. Базовое уравнение

Подход к измерению отдачи от образования, широко используемый в настоящее время, был предложен Дж. Минцером [32]. Он основывается на оценивании уравнения заработной платы следующего вида (получившего впоследствии название «минцеровского»):

$$(1) \quad \ln W_i = \alpha + \beta \cdot Education_i + \gamma_1 \cdot \exp_i + \gamma_2 \cdot \exp_i^2 + \varepsilon_i^1,$$

где $\ln W_i$ – логарифм заработной платы работника i ; $Education$ – переменная, отражающая продолжительность обучения; \exp – опыт работы; α , β , γ_1 и γ_2 – коэффициенты; ε_i^1 – случайная и нормально распределенная ошибка (верхний индекс относится к номеру уравнения). Исторически сам Дж. Минцер [32] оценивал уравнение (1) только для годовых заработков мужчин и включал также продолжительность отработанного времени. Однако в сотнях последующих эмпирических работ данное уравнение оценивается как для месячных, так и для почасовых заработков, как отдельно для мужчин и женщин, так и вместе для работников обоих полов (в последнем случае включается дамми-переменная для пола). В нашей работе мы оцениваем уравнение (1) для месяч-

ной заработной платы по всем работникам, включая в правую часть дамми-переменную для пола и отработанное за месяц время:

$$(2) \ln W_i = \alpha + \beta \cdot Education_i + \gamma_1 \cdot \exp_i + \gamma_2 \cdot \exp_i^2 + \gamma_3 \cdot gender + \gamma_4 \cdot \ln(hours) + \varepsilon_i^2,$$

где *gender* – дамми для пола; *hours* – отработанное время за месяц; γ_3 и γ_4 – соответствующие коэффициенты, а обозначение других переменных такое же, как в уравнении (1).

Как показал Дж. Минцер, в первом приближении коэффициент β можно рассматривать в качестве оценки отдачи от инвестиций в образование (точнее – от получения одного дополнительного года образования). Но, как хорошо известно (в том числе из работ самого Минцера), такая интерпретация возможна только при выполнении целого ряда условий. Одно из главных – предположение о том, что издержки образования равны потенциальному доходу, который бы мог получить индивид, если бы вместо обучения он пошел работать (см. [18]). Только в этом случае базой для расчета отдачи от дополнительного года обучения при переходе от $(s - 1)$ -летнего к s -летнему образованию оказывается уровень зарплат, получаемых работниками с $(s - 1)$ -летним образованием. Дополнительные предпосылки касаются характера налогообложения трудовых доходов, неопределенности в момент принятия инвестиционного решения относительно получения ожидаемых доходов и их размеров и т.д. (подробнее об этом см. [27]).

2.2. Расширенное уравнение

В связи с процедурой оценивания, описываемой уравнением (2), возникает следующий вопрос, в какой степени коэффициент β при переменной продолжительности обучения отражает влияние на заработную плату собственно образования, а в какой степени – влияние других характеристик, не учтенных в уравнении (2). Как известно, пропущенные переменные могут приводить к смещению оценки β , т.е. интересующей нас величины отдачи от образования. В связи с этим во многих эмпирических исследованиях базовое минцеровское уравнение «расширяется» за счет включения дополнительных переменных:

$$(3) \ln W_i = \alpha + \beta \cdot Education_i + \gamma_1 \cdot \exp_i + \gamma_2 \cdot \exp_i^2 + \gamma_3 \cdot gender + \gamma_4 \cdot \ln(hours) + \theta \cdot X_i + \varepsilon_i^3,$$

где X – набор (вектор-строка) дополнительных переменных – характеристик работников и рабочих мест, а θ – набор (вектор-столбец) соответствующих коэффициентов; ε_i^3 – случайная и нормально распределенная ошибка (верхний индекс относится к номеру уравнения).

Необходимо отметить, что учет или неучет тех или иных переменных может серьезно влиять на оценку β ⁵. Общий принцип выглядит следующим образом: если некоторая характеристика работника увеличивает (уменьшает) его заработную плату и положительно коррелирует с продолжительностью полученного образования, то ее

⁵ Для России см. результаты симуляций, выполненные в работе [4].

включение в уравнение заработной платы приведет к сокращению (увеличению) оценки коэффициента β . Например, если женщины, будучи, в среднем, более образованными, чем мужчины, имеют более низкий уровень оплаты труда, то добавление гендерной дамми-переменной в уравнение повышает оценку β .

Если целью исследования является объяснение вариации заработков, то учитывать, по-видимому, следует как можно больше переменных, потенциально влияющих на заработную плату⁶. Однако если целью является получение оценок отдачи от образования, то однозначного ответа на вопрос о том, какие переменные следует включать в уравнение заработной платы, а какие – нет, не существует. Так, есть убедительные аргументы (идушие еще от Г. Беккера и Дж. Минцера) в пользу того, что в этом случае не следует контролировать профессиональную принадлежность работников, так как она во многом определяется полученным образованием и поэтому будет «красть» у переменной образования часть ее влияния на заработную плату (см., например, [9, с. 47–49]). Однако по многим другим переменным ничего похожего на консенсус нет. Не удивительно, что в этих условиях набор контрольных переменных (X) заметно отличается от исследования к исследованию.

Отправной точкой для нашего анализа служит оценивание уравнения (2). Затем мы «расширяем» его и оцениваем уравнение (3), включая отрасль (на первом уровне ОКВЭД) и форму собственности (государственная/негосударственная) предприятия⁷. Описательные статистики по всем используемым переменным представлены в табл. П1 (Приложение 1).

Хотя коэффициент β из уравнений (1), (2) или (3) условно принимается в качестве оценки отдачи от дополнительного года образования, это не отменяет его прямолинейную, чисто «техническую» интерпретацию: фактически он показывает, насколько увеличивается логарифм заработной платы работника при увеличении продолжительности обучения на один год. Более удобная (и более распространенная) интерпретация связывает β не с логарифмом заработной платы, а с ней самой: $\beta \cdot 100\%$ показывает, на сколько *процентов* меняется *заработная плата* работника при изменении продолжительности обучения на один период времени⁸. Именно это процентное изменение β в исследовательской литературе принято называть нормой отдачи от образования.

2.3. Отдача от уровней образования

В уравнениях (2) и (3) образование измеряется количеством времени, потраченного на его получение (обычно в годах), но во многих работах оно измеряется также в уровнях образования (наивысших, какие были достигнуты работниками). Такой подход используется и в нашей работе. Используемые нами данные позволяют выделить 6 уровней образования: высшее и послевузовское; неполное высшее; среднее профессиональное; начальное профессиональное; среднее общее; основное общее и ниже.

⁶ При выполнении различных статистических тестов на включение дополнительных переменных.

⁷ Доступна также информация о профессии (занятии) работника, но мы, следуя рекомендации работы [9], не включаем ее в наше уравнение. Отметим также, что данные не содержат идентификаторы для предприятий.

⁸ Отметим, что это верно только при малых значениях β .

В данном случае результатом анализа оказывается не одна, а серия оценок коэффициентов β , соответствующих различным уровням образования. Связь такой спецификации уравнения (1) с теорией человеческого капитала при этом сохраняется, так что полученные оценки β можно интерпретировать (при соблюдении всех требуемых предпосылок) как отдачи на различные уровни образования (точкой отсчета здесь выступают заработки работников с уровнем образования, принимаемым в качестве базового). Оценивание отдачи для уровней образования имеет свои преимущества, так как образование (по крайней мере, формальное), является, выражаясь математическим языком, дискретной величиной. (Например, в России наличие диплома о высшем образовании означает как минимум четырехлетнее обучение в вузе, но меньшее количество лет обучения определяется уже как другой, более низкий уровень образования.) Кроме того, для разных уровней образования отдача от дополнительного года обучения обычно различается; этому вопросу («sheepskin effect» – эффект овечьей шкуры) посвящен достаточно большой массив литературы (см., например, [28]).

Если в уравнениях (2) или (3) образование работника задается максимально достигнутым уровнем и при этом нас интересует отдача от высшего образования (учитывая, что базовым выступает уровень полного среднего образования), то в качестве оценки отдачи от высшего образования следует принимать не оценку соответствующего коэффициента β и не $\beta \cdot 100\%$, а величину, равную $(e^\beta - 1) \cdot 100\%$. Нетрудно показать, что

$$(4) \quad (e^\beta - 1) \cdot 100\% = \frac{W_{BO} - W_{CO}}{W_{CO}} \cdot 100\% = \left(\frac{W_{BO}}{W_{CO}} - 1 \right) \cdot 100\%,$$

где W_{BO} и W_{CO} – заработки работников с высшим и средним образованием соответственно. Как видно из формулы (4), речь идет о процентном изменении заработной платы работника при его переходе с одного (в данном случае – более низкого) на другой (в данном случае – более высокий) уровень образования (см. [24]).

Если параметр β известен, то тогда $(e^\beta - 1)$ можно использовать для расчета соотношения $\frac{W_{BO} - W_{CO}}{W_{CO}}$. Проблема заключается в том, что в общем случае он является

неизвестным, мы знаем лишь оценку этого параметра $\hat{\beta}$, получаемую при оценивании уравнений (1) или (2). Соответственно оценка $(e^{\hat{\beta}} - 1)$ будет являться смещенной. Модификация, уменьшающая смещение, была предложена в работе [30]. Автор использовал $\left(e^{\frac{\hat{\beta} - 1}{2} Var(\hat{\beta})} - 1 \right)$, где $Var(\hat{\beta})$ – оценка дисперсии этого коэффициента. Результаты

последующих работ [22, 23] свидетельствуют, что хотя в общем случае такая оценка все равно не тождественна несмещенной оценке, величина смещения с практической точки зрения оказывается малосущественной.

2.4. Оценивание региональных уравнений

Для того чтобы получить оценки отдачи от различных уровней образования по регионам, можно либо оценивать уравнения (1) или (2) отдельно по каждому региону, либо оценивать общее для всех них уравнение, допуская возможность отклонений региональных отдачи от средней отдачи по всей стране:

$$(5) \quad \ln W_i = \alpha + \left(\beta + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \cdot D_j \right) \cdot Education + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i^4,$$

где k – общее число регионов; D_j – дамми-переменная для региона j ; β_j – отдача от образования в регионе j ; X – включает в себя все другие регрессоры; ε_i^4 – случайная ошибка (верхний индекс указывает на номер уравнения), а все другие обозначения такие же, как в уравнении (3).

В настоящей работе мы следуем первому подходу и оцениваем уравнения (2) и (3) отдельно по каждому региону. Аргументом в пользу выбора такого подхода служит то, что (это показывают наши оценки) не только параметры β , но и параметры γ значимо различаются по регионам. Кроме того, это делает последующее моделирование региональной вариации β_j – региональных отдачи от высшего образования – более удобным (в связи с чем ранее такой подход использовался в двух опубликованных работах по США – [11, 15])⁹.

Здесь необходимо сделать два важных замечания. Первое: когда мы переходим от оценивания отдачи от образования для страны в целом к ее оцениванию для отдельных регионов с использованием уравнений (2) или (3), число предположений, которые приходится делать, чтобы иметь право интерпретировать оценки β в терминах отдачи от образования, увеличивается. Нам приходится предположить, что все те предпосылки, которые должны выполняться на уровне страны в целом, будут выполняться и в каждом из регионов. Однако возникает и более принципиальная проблема, связанная с межрегиональной миграцией.

Получив высшее образование, индивид выбирает место работы и имеет в своем распоряжении несколько опций. Он может остаться в том регионе, где получил образование, и тогда для него отдача от вузовского диплома будет соответствовать превышению зарплаток работников с высшим образованием над зарплатами работников со средним образованием в данном регионе. Другая опция заключается в том, чтобы переехать работать в другой регион. В этом случае его индивидуальная отдача будет соответствовать превышению зарплаток работников с высшим образованием в регионе прибытия над зарплатами работников со средним уровнем образования в регионе выбытия. Два этих соотношения могут существенно отличаться друг от друга¹⁰.

⁹ В работе [15] региональные отдачи от образования оценивались непараметрически. Как отмечают авторы, оценки МНК и непараметрические оценки оказываются близки. Дополнительно они проверяли, не являются ли региональные различия в отдачах следствием различий в региональных структурах занятости. Однако стандартный подход к оцениванию отдачи от образования на основе расширенного минцеровского уравнения заработной платы (3), применяемый нами, автоматически учитывает эти различия.

¹⁰ Например, в работе [33] при оценивании отдачи от степени бакалавра для одного из регионов Великобритании используется соотношение между зарплатами работников со степе-

Таким образом, оценка коэффициента β из уравнений (1), (2) или (3) для какого-либо региона будет отражать отдачу от образования в нем только в том случае, если все индивиды работают в тех же регионах, где они ранее учились. Очевидно, что такая предпосылка мало реалистична.

Принимая во внимание отмеченные выше трудности, мы не интерпретируем оценки β из уравнений (1), (2) или (3), получаемые для отдельных регионов, в терминах отдачи от инвестиций в образование. Мы относимся к ним как к «премиям» или «надбавкам» к заработной плате. Это тот выигрыш в заработках, который получают работники, переходя с более низкого на более высокий уровень образования. Синонимом «премии» в данном случае выступает условная¹¹ относительная заработная плата работников с высшим образованием (по сравнению с заработной платой базовой группы – работников со средним образованием). Но чтобы не отказываться от общепринятой терминологии, мы продолжаем использовать в тексте выражение «отдача от образования», помня, однако, об условности такого словоупотребления.

Второе замечание касается сопоставления региональных оценок коэффициентов β_j , полученных на основе базового (2) и расширенного (3) уравнений. Что позволяет учесть введение контрольных переменных (X)? Чтобы ответить на этот вопрос, предположим, что (X) включает только дамми-переменные для отраслей. Тогда для каждого региона влияние (X) на β_j будет складываться под воздействием двух факторов: 1) неодинакового распределения работников с высшим образованием и средним образованием по отраслям и 2) различий в уровнях оплаты труда между отраслями. Это в свою очередь предполагает три возможных варианта (которые не исключают друг друга и могут выполняться одновременно).

- Распределение работников с высшим и средним образованием по отраслям с разными уровнями оплаты труда одинаково внутри регионов, но при этом различаются отраслевые структуры заработных плат (условие 1). Тогда наблюдаемые межрегиональные различия в «премиях» за высшее образование будут складываться под влиянием отраслевых различий в структуре заработных плат, и введение (X) позволит проконтролировать влияние этого фактора.

- Отраслевые структуры заработной платы (уровни оплаты труда в одних и тех же отраслях) одинаковы по регионам, но различается распределение работников с высшим и средним образованием по отраслям в отдельных регионах (условие 2). Тогда наблюдаемые межрегиональные различия в «премиях» за высшее образование будут формироваться под влиянием различий в распределении работников по отраслям, и введение (X) даст возможность проконтролировать влияние этого фактора.

- Не выполняются ни условие 1, ни условие 2. В таком случае наблюдаемые межрегиональные различия в «премиях» за высшее образование будут результатом совместного действия обоих описанных факторов, и введение (X) позволит «очистить» получаемые оценки от их влияния.

нию в *других* регионах и заработками работников без степени в *данном* регионе. Подобные вопросы затрагиваются также в работе [36] на примере Шотландии и Англии. Многие индивиды проходят обучение в университетах Англии, а затем возвращаются обратно работать в Шотландию, так как на рынке труда Шотландии отдача от ученой степени, полученной в Англии, выше, чем от степени, полученной в самой Шотландии.

¹¹ Относительная заработная плата является условной, так как оценивается из уравнения заработной платы при условии равенства прочих параметров, входящих в набор объясняющих переменных.

3. Описание данных ОЗПП

В эконометрической части нашей работы используется уникальная база микроданных Обследований заработной платы по профессиям (ОЗПП), данные за 2007 г. Они получены из отчетности предприятий, выборка которых формируется на уровне каждого региона (по одним и тем же правилам и случайным образом) исходя из списка предприятий, которые в обязательном порядке представляют в Росстат заполненные формы статистической отчетности.

Дизайн ОЗПП можно условно разбить на четыре шага [7].

1. Генеральная совокупность предприятий формируется на основе перечня организаций и их структурно-обособленных подразделений, представивших отчет по форме № 1-предприятие «Основные сведения о деятельности предприятия». Важно подчеркнуть, что этот перечень формируется отдельно по каждому субъекту Российской Федерации и последующий отбор предприятий происходит на уровне каждого из них независимо от других субъектов РФ.

2. В каждом субъекте федерации генеральная совокупность делится на два массива. Первый включает в себя наиболее крупные предприятия с численностью занятых более 2000 человек. Эти предприятия обследуются в сплошном режиме. Второй массив включает в себя все остальные предприятия.

3. Проводится стратификация второго массива предприятий по двум качественным признакам – вид экономической деятельности (40 страт) и форма собственности (2 страты – государственные и негосударственные) и одному количественному признаку – среднесписочная численность работников (выделяется не более 6 страт).

4. Каждое предприятие, попавшее в выборку, самостоятельно отбирает работников, данные по которым будут предоставляться. Отбор осуществляется случайным образом из списка работников, которые в октябре отработали полное рабочее время и которым за этот месяц была начислена заработная плата. Число отбираемых работников устанавливается в зависимости от размера предприятия.

Среднее количество наблюдений в данных ОЗПП по отдельным регионам составляет примерно 9500 при минимуме около 1500 работников. Региональные подвыборки ОЗПП по объему намного превышают те, что есть в РМЭЗ (среднее количество наблюдений в отдельных регионах сопоставимо с размером *всей* выборки РМЭЗ). При этом необходимо отметить, что дизайн обследования свидетельствует о том, что относительно небольшое количество наблюдений для некоторых регионов не свидетельствует о наличии для них большой ошибки выборки.

Использование таких данных дает серьезные преимущества. По всей видимости, основная причина недостатка работ, изучающих отдачу от образования на региональном уровне как в России, так и в других странах, заключается в дефиците необходимых данных, поскольку для этого требуются репрезентативные микроданные, позволяющие делать оценки для отдельных регионов. Например, в России ОНПЗ не содержит информацию о заработных платах или доходах, а широко используемые для оценивания общестрановой отдачи от образования микроданные РМЭЗ регионально нерепрезентативны и могут быть использованы лишь для оценок на уровне укрупненных регионов – федеральных округов¹². Микроданные НОБУС более под-

¹² В работе [15] на данных РМЭЗ оценивалось уравнение заработной платы по двум большим территориальным сегментам: метрополиям (Москва и Санкт-Петербург) и остальным ре-

ходят для этих целей, но и они репрезентативны не для всех российских регионов. К тому же, они уже устарели, поскольку относятся к 2003 г.

Другое важное преимущество данных ОЗПП состоит в том, что их источником является отчетность предприятий, а потому они в меньшей степени, по сравнению с данными обследований домохозяйств, страдают от недопредставленности работников с высокими заработными платами.

Оговоримся, что результаты анализа даже таких «богатых» данных следует интерпретировать с известной осторожностью вследствие ограничений выборки. ОЗПП охватывает только формальный сектор экономики. Непредставленность ряда отраслей означает, что в случае каждого региона оценивание отдачи производится не для всего регионального рынка труда. В отдельных регионах пропущенные отрасли могут представлять заметную часть от общей занятости, что потенциально чревато некорректными оценками. Чтобы избежать возможных смещений, для каждого региона мы проводим дополнительную корректировку полученных оценок региональных отдачи от высшего образования (ее методология изложена в Приложении 2). Забегая вперед, отметим, что учет пропущенных отраслей слабо меняет ранжирование регионов по величине отдачи от высшего образования и практически не сокращает масштаб расхождений между ними.

4. Оценки отдачи от высшего образования в российских регионах

Оценка базового уравнения (2) в целом по стране дает коэффициент при переменной высшего образования, равный 0,513, что соответствует примерно 67% «премии» за высшее образование (относительно средней заработной платы работников с полным средним образованием)¹³. Добавление региональных дамми-переменных лишь незначительно понижает размер «премии» – до 64,7%. Оценивание уравнения (2) на региональном уровне показывает, что для каждого региона оценка коэффициента при высшем образовании является значимой на 1-процентном уровне значимости. Точечные оценки в убывающем порядке вместе с границами 95-процентных доверительных интервалов представлены на рис. П1. Масштаб различий впечатляет. Оценки варьируются от 0,28 до 0,88¹⁴. Рисунок наглядно демонстрирует, что различия являют-

ся регионам. Результаты этой работы указывают на то, что структура заработков, в том числе и отдачи от образования, в этих сегментах различается. Работа не была опубликована.

¹³ Напомним, что здесь и далее отдачу от высшего образования мы представляем как

$$\left(\frac{\hat{\beta} - \frac{1}{2} \text{Var}(\hat{\beta})}{e^2} - 1 \right) \cdot 100\%, \text{ где } \hat{\beta} - \text{оценка коэффициента при переменной высшего образования}$$

из уравнения заработной платы, а $\text{Var}(\hat{\beta})$ – оценка дисперсии этого коэффициента.

¹⁴ Можно заметить, что для некоторых регионов (например, Хабаровский край, Республики Калмыкия, Бурятия и др.) доверительные интервалы оказываются более широкими, чем для других регионов. Это связано с относительно небольшим количеством наблюдений в выборке для них. Но важно подчеркнуть, что, во-первых, в таких регионах (как и во всех остальных) коэффициенты при переменной высшего образования значимы на 1-процентном уровне. Во-вторых, малая численность наблюдений не является свидетельством высокой ошибки выборки для этих регионов (см. выше, раздел 3).

ся статистически значимыми (так как границы доверительных интервалов не перекрываются), что подтверждается и формальными статистическими тестами¹⁵.

Расчитанные на этой основе «премии» за высшее образование представлены сплошной линией на рис. П2. Они варьируются от 32% (в Республике Мордовия) до 140% (в Республике Тыва). Как уже отмечалось, используемые данные не включают в себя ряд отраслей экономики. Оценки, скорректированные на смещение выборки, представлены на рис. П2 пунктирной линией. Наиболее сильно корректировка меняет коэффициент для Москвы, увеличивая его примерно на 12,5%, это, видимо, связано с тем, что в Москве значительно представлен финансовый сектор. Еще лишь в двух регионах абсолютное значение смещения составляет более 5% от исходного коэффициента. Таким образом, можно полагать, что включение в выборку пропущенных секторов слабо бы поменяло относительное положение регионов по величине региональных отдачи и практически бы не сократило масштаб различий.

Каковы результаты оценивания расширенного минцеровского уравнения? Оценка уравнения (3) в целом по стране дает коэффициент при высшем образовании, равный 0,632, что соответствует примерно 88-процентному приросту средних заработков работников с высшим образованием по сравнению со средними заработками работников со средним образованием. Иными словами, общестрановая оценка отдачи от образования заметно возрастает после контроля вида экономической деятельности и формы собственности предприятия. Это указывает на то, что в целом по стране занятость работников с высшим образованием сильно смещена в пользу рабочих мест с более низкими заработными платами (этот результат едва ли удивителен, если вспомнить, что значительная часть обладателей вузовских дипломов сконцентрирована в отраслях бюджетного сектора).

Как и при оценивании базового уравнения (2), оценка коэффициента при переменной высшего образования для каждого региона оказывается значимой на 1-процентном уровне¹⁶. Точечные оценки в убывающем порядке вместе с границами 95-процентных доверительных интервалов представлены на рис. П3. Они варьируются от 0,49 до 0,92, что соответствует диапазону «премий» за высшее образование примерно от 60% (в Самарской области) до 150% (в Республике Тыва). Рисунок демонстрирует, что различия в коэффициентах β , оцененных на основе расширенного минцеровского уравнения, также являются статистически значимыми¹⁷.

Сопоставление региональных оценок коэффициентов при переменной высшего образования, полученных с помощью базового и расширенного минцеровского уравнений, приводится в табл. 1.

¹⁵ Результаты теста на равенство региональных коэффициентов при высшем образовании между собой (тест проводится на основе уравнения вида (5), где по регионам меняется только отдача от высшего образования): $F(78,752318) = 11,18$; $p\text{-value} < 0,000$.

¹⁶ В целях экономии места мы не приводим результаты оценивания коэффициентов при всех контрольных переменных уравнения (1), входящих в набор X . Отметим, что объясняющая способность расширенного минцеровского уравнения (параметр R^2) различается по регионам в границах от 0,629 до 0,208. Такой уровень считается достаточно высоким для данного типа уравнений. Анализ причин межрегиональной вариации показателя R^2 выходит за рамки настоящего анализа.

¹⁷ Стоит добавить, что коэффициенты β значимо различаются также между регионами внутри каждого из федеральных округов (результаты статистических тестов представлены в ранней версии данной работы, см. [5]).

Таблица 1.

**Описательные статистики оценок коэффициентов
при высшем образовании из региональных уравнений заработной платы**

	Базовое уравнение (2)	Расширенное уравнение (3)
Среднее	0,526	0,647
Стандартное отклонение	0,106	0,088
Коэффициент вариации	0,201	0,136
Максимум	0,877	0,916
Минимум	0,281	0,480
Максимум-минимум	0,595	0,436

Из данной таблицы следует несколько выводов. Во-первых, оценки заметно возрастают при контроле вида деятельности и формы собственности предприятия. Это еще раз говорит о том, что в каждом регионе (как и в целом по стране) занятость работников с высшим образованием смещена относительно занятости работников со средним образованием в пользу рабочих мест с более низкой оплатой труда. Во-вторых, при переходе от базового к расширенному уравнению заработков межрегиональная вариация в «премиях» за высшее образование заметно сокращается. Существенная часть этой вариации вызвана различиями между регионами либо в структуре заработных плат, либо в распределении работников по разным рабочим местам, либо взаимодействием обоих этих факторов. В-третьих, мы отмечаем сильную корреляцию между оценками региональных отдач на основе базового и расширенного уравнений (коэффициент корреляции составляет более 0,9). Другими словами, ранжирование регионов по величине «премий» за высшее образование практически не зависит от того, какое из этих уравнений мы используем.

В завершение данного раздела стоит обратить внимание на то, что оценки «премий» за высшее образование, получаемые на данных ОЗПП, оказываются заметно выше аналогичных оценок, получаемых на данных РМЭЗ или НОБУС (их подробное сравнение представлено в работе [1]). Казалось бы, ограничения выборки, существующие в ОЗПП, должны приводить к их занижению. Это косвенным образом подтверждают наши дополнительные расчеты на данных РМЭЗ и НОБУС: наложение ограничений на выборку этих обследований, схожих с ограничением ОЗПП (а именно – исключение предприятий с численностью менее 15 человек, а также занятых в неформальном секторе и в отраслях, не представленных в ОЗПП), ведет к заметному снижению получаемых оценок.

На наш взгляд, оценки по ОЗПП ближе к реальности (т.е. к значениям отдачи от высшего образования для генеральной совокупности). Как уже упоминалось, они, во-первых, основываются на данных отчетности предприятий, которые в части заработной платы являются более точными, чем данные опросов домохозяйств. Во-вторых, являясь региональными по своему дизайну, данные ОЗПП репрезентируют занятых в формальном секторе охваченных отраслей для каждого из регионов. Это верно и для тех регионов, которые остаются вообще не охваченными в РМЭЗ или были практически не представлены в НОБУС.

4.1. Региональные различия в отдаче от образования в России и других странах

Международные сопоставления по любым параметрам являются проблематичным и трудоемким делом. В случае отдачи от уровней образования, во-первых, необходимо учитывать особенности построения национальных систем образования (насколько ступени образования в одной стране можно считать эквивалентными ступеням образования в другой стране). Во-вторых, заметное влияние на получаемые результаты может оказывать как спецификация уравнения заработной платы, так и используемый метод оценивания. В-третьих, следует помнить об особенностях административно-территориального деления разных стран. Все это означает, что приводимые ниже международные сопоставления носят скорее иллюстративный характер.

Сопоставление масштаба различий в региональных оценках, полученных в нашей работе, с оценками, имеющимися в других работах на эту тему, дано в табл. П2 (Приложение 1). В исследовании [35] приводятся результаты оценивания отдачи от ученой степени бакалавра или выше (16 и более лет обучения) по сравнению с аттестатом о полном среднем образовании (12 лет обучения) по штатам США на данных переписей 1980, 1990 и 2000 гг. Разница между максимальными и минимальными оценками за любой год составляла менее 40 п.п. Сходные оценки образовательных «премий» по штатам США среди белых мужчин в возрасте 25–34 лет были получены по данным переписи 1990 г. в работе [19]. Авторы исследования [15] приводят аналогичные результаты, полученные по данным трех переписей населения, но на уровне 286 городских статистических районов (MSA) США. Результаты, получаемые при использовании спецификации уравнения заработной платы, наиболее близкой к используемой нами (с контролем отрасли, но без контроля профессии), показывают, что в 2000 г. разница между максимальной и минимальной отдачей составляла примерно 40 п.п. Таким образом, как и можно было бы ожидать, оценивание образовательных «премий» на более низком уровне агрегирования увеличивает вариацию в них в США, но и в этом случае она все равно остается ниже, чем вариация между российскими регионами.

В работе [29] оценивается отдача от дополнительного года и от уровня образования по 74 регионам (территориальный уровень NUTS-4 по территориальной классификации ЕС¹⁸) Чешской Республики. Разница между максимальными и минимальными «премиями» за образование в объеме колледжа по сравнению с образованием в объеме средней школы составляла более 50 п.п. Иными словами, разрыв также оказывается существенно ниже, чем в России.

Менее подходят для сравнения с результатами нашей работы оценки отдачи от одного дополнительного года образования. Исследование [11] показывает, что они варьируются от 1,86 до 5,56% по городским статистическим районам в США. Но если сравнить их с результатами из работы [12], то получается, что и при использовании спецификаций, где оценивается отдача от одного дополнительного года образования, межрегиональная дифференциация в России оказывается выше.

¹⁸ NUTS (The Nomenclature of Territorial Units for Statistics) – классификация территорий в рамках ЕС, основанная на внутреннем административно-территориальном делении стран. Более подробная информация представлена на официальном сайте Евростата (http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nuts/basicnuts_regions_en.html).

4.2. География отдач от высшего образования

Рисунок П4. (см. Приложение 1) представляет отдачи от высшего образования в российских регионах на карте России. В двух российских мегаполисах – Москве и Санкт-Петербурге – отдача от высшего образования оказывается ниже, чем в среднем по стране, что подтверждает результаты двух существующих исследований по России – [12, 13], выполненных на данных РМЭЗ. Относительно низкие «премии» наблюдаются также и в большинстве регионов Центрального ФО и граничащих с ними регионов Южного ФО. Вместе с тем в регионах Сибири и Дальнего Востока они оказываются намного выше. Особенно высокая отдача от высшего образования наблюдается в регионах Южной Сибири, что полностью согласуется с оценками, представленными в работе [12]. К этим регионам относятся республики Тыва, Алтай, Алтайский край, Читинская и Иркутская области и Республика Бурятия. Здесь «премии» за высшее образование превышают 100-процентный уровень.

Представленная география образовательных «премий» позволяет сформулировать два предположения. Во-первых, для объяснения их вариации по регионам может быть полезен подход, предлагаемый теорией компенсирующих различий (см. [11, 15]). Он исходит из представления о том, что более квалифицированные работники для проживания в более привлекательных регионах могут соглашаться на большее снижение заработной платы, чем менее квалифицированные работники. Поэтому в более привлекательных для проживания регионах относительные заработки высококвалифицированных работников (т.е. их образовательные «премии») будут ниже. Это достаточно четко согласуется с картиной, наблюдаемой в России. Регионы Центрального и Южного ФО по целому ряду характеристик (включая уровень цен) более благоприятны для проживания, чем регионы Сибири и Дальнего Востока, и при этом образовательные «премии» находятся в них на низком уровне. Если проранжировать регионы по величине отдач от высшего образования, то «вверху» окажутся в основном регионы Урала, Дальнего Востока и Сибири, а «внизу» – регионы Центральной и Южной части России. Первый «южный» регион (Астраханская область) займет 17-е место, а первый регион из Центрального ФО (Тамбовская область) лишь 30-е место¹⁹.

Во-вторых, можно выдвинуть предположение, что более высокие образовательные «премии» формируются в регионах с более высокой долей общественного сектора в занятости. Регионы Южной Сибири (Тыва, Алтайский край и др.) с высокой отдачей от высшего образования известны также как регионы с высокой долей занятых в бюджетном секторе. И так как отдача от образования в общественном секторе в России выше, чем в частном (см., например, [2]), концентрация занятых в этом секторе должна способствовать повышению отдач от образования.

5. Заключение

Оценивание отдач от образования является темой сотен работ по всему миру, но в подавляющем большинстве из них оцениваются единые общестрановые показатели. Настоящая работа принадлежит к относительно небольшому числу исследова-

¹⁹ Следует, впрочем, отметить, что такое расположение регионов все-таки не является жестким правилом. Например, в Красноярском крае, Амурской, Томской и Магаданской областях «премии» за высшее образование оказываются несколько ниже, чем в среднем по стране.

ний, показывающих, что в разных частях одной и той же страны уровни отдачи от образования могут сильно отличаться. Оценивая уравнения заработной платы минцеровского типа на данных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП) за 2007 г., мы впервые получили оценки отдачи от высшего образования для всех регионов-субъектов Российской Федерации. Результаты свидетельствуют, что отдачи от высшего образования чрезвычайно сильно варьируются по российским регионам.

Хотя уже в целом ряде исследований по разным странам было показано, что оценивание уравнения заработной платы по отдельным регионам дает заметно различающиеся оценки отдачи от образования (при использовании как числа лет, так и уровней образования), этот эмпирический факт поднимает вопросы, которые до сих пор не только не получили в соответствующей литературе исчерпывающих ответов, но даже практически не обсуждались.

Как минимум, эти результаты указывают на то, что ставшее уже стандартным оценивание отдачи от образования на уровне страны в целом представляет собой сильное упрощение. Такие общестрановые оценки могут скрывать за собой огромную региональную вариацию и, следовательно, быть малоинформативными с точки зрения международных сопоставлений. Об этом явно свидетельствует случай России, где в одних регионах отдачи от образования соответствуют показателям для развивающихся, а в других – для развитых стран. В таких условиях ответ на вопрос, каков же уровень отдачи от образования в стране, перестает быть тривиальным, и, возможно, сама формулировка вопроса может считаться не совсем корректной.

Оценивание отдачи от образования на региональном уровне представляет собой важное уточнение к стандартной процедуре их оценивания. Сложно было ожидать, что общестрановая оценка будет связана (как того требует теория) с решением об инвестировании в получение или продолжение образования, так как это решение принимается с учетом условий на региональном или локальном уровне. Высокий уровень отдачи от образования в стране в целом не может гарантировать того, что инвестировать в образование одинаково выгодно во всех регионах. (В экстремальном случае в регионах с относительно низкой отдачей вложения в образование могут оказаться менее выгодными, чем альтернативные формы инвестиций.) Можно ожидать, что на уровне регионов подобная связь – например, между отдачей от высшего образования и спросом на него со стороны населения – будет проявляться гораздо четче²⁰.

Однако такая интерпретация едва ли может считаться достаточной. Более глубокая интерпретация требует понимания того, что представляет собой отдача от образования для некоторого региона, полученная на основе оценивания минцеровского уравнения заработков. По всей видимости, интерпретировать ее в терминах *отдачи от инвестиций* в образование (при выполнении ряда других предпосылок) можно лишь в том случае, если индивиды несут издержки образования в том же регионе, где они получают затем выгоды от него (в форме более высоких заработков). Если это условие не выполняется (что и происходит в действительности), то тогда внутри каждого региона может наблюдаться значительный разброс в отдачах от образования в зависимости от того, в каком регионе тот или иной работник получал образование (отметим, что интерпретация еще более усложняется, если регионы различаются по качеству образования). В подобных условиях максимальная отдача будет достигаться тогда, когда индивид получает образование в регионе, где связанные с

²⁰ Об этом свидетельствуют работы [20, 31].

этим издержки являются минимальными (т.е. где наблюдается самый низкий в стране уровень оплаты труда необразованных работников), а затем переезжает работать в регион, где обладание более высоким образованием дает максимальные выгоды (т.е. где наблюдается самый высокий в стране уровень оплаты труда образованных работников).

Этим объясняется, почему мы не интерпретируем полученные для различных регионов оценки отдач от высшего образования в терминах отдачи от инвестиций, а рассматриваем их просто как премию или как надбавку к заработкам за обладание вузовским дипломом (выраженную в процентах от заработков работников со средним образованием). Это практически то же самое (с точностью до константы), что и относительная заработная плата работников с высшим образованием (относительно заработной платы работников со средним образованием). Отсюда сразу становится понятным, что нет достаточных оснований полагать, что более высокая региональная отдача от образования должна притягивать мигрантов, так как стимулом для миграции является, прежде всего, соотношение абсолютных, а не относительных уровней (реальной) заработной платы.

С чем могут быть связаны межрегиональные различия в отдачах от образования в российском случае? Как показывает наш дескриптивный анализ, в регионах Центрального и Южного ФО уровень отдач обычно ниже, чем в регионах Урала, Сибири и Дальнего Востока. Это согласуется с возможным объяснением различий в отдачах, существующим в рамках теории компенсирующих различий [15]. Другой выявленный нами факт заключается в том, что в регионах-лидерах по уровню отдачи от высшего образования высока доля занятых в бюджетном секторе экономики. Поэтому можно предположить, что степень присутствия государства на региональном рынке труда положительно влияет на уровень отдачи. Эти и другие возможные объяснения сильной межрегиональной вариации в отдачах от высшего образования в России будут проанализированы в нашей следующей статье.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Взгляд на заработную плату через «призму» профессий / Белокодная Л., Гимпельсон В., Горбачева Т. и др. // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. Гл. 8. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
2. Гимпельсон В., Лукьянова А. Заработная плата бюджетников: «премия» или «штраф»? // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. Гл. 4. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
3. Клячко Т. Российское образование в поисках ответа на новые вызовы // Демоскоп Weekly. 2009. № 375-376.
4. Лукьянова А. Отдача от образования: что показывает мета-анализ // Экономический журнал ВШЭ. 2010. Т. 13. № 3. С. 326-348.
5. Оценков А. Отдача на высшее образование в российских регионах: Препринт WP3/2010/05. М.: ГУ ВШЭ, 2010.

6. *Полицук Л., Ливни Э.* Качество высшего образования в России: роль конкуренции и рынка труда // Вопросы образования. 2005. № 1. С. 70–86.
7. Сведения о заработной плате работников организаций по категориям персонала и профессиональным группам работников за октябрь 2009 года // Статистический бюллетень. М.: Федеральная служба государственной статистики (Росстат), 2009.
8. Труд и занятость: Стат. сборник. М.: Федеральная служба государственной статистики (Росстат), 2009.
9. Angrist J., Pischke J.-S. *The Most Harmless Econometrics*. Princeton University Press, 2009.
10. *Backman M., Bjerke L.* Returns to Higher Education – A Regional Perspective: CESIS Electronic Working Paper. № 171. 2009.
11. *Beeson P.* Amenities and Regional Differences in Returns to Worker Characteristics // *Journal of Urban Economics*. 1991. Vol. 31. № 2. P. 224–241.
12. *Benítez-Silva H., Cheidvasser S.* The Educated Russian's Curse: Returns to Education in the Russian Federation during the 1990s // *Labour*. 2007. Vol. 21. № 1. P. 1–41.
13. *Bignebat C.* Spatial Dispersion of Wages in Russia: Unequal Rewards to Human Capital in Transition / Unpublished manuscript. 2004.
14. *Birdsall N., Behrman J.* Does Geographical Aggregation Causes Overestimates of the Returns to Schooling? // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1984. Vol. 46. № 1. P. 55–72.
15. *Black D., Kolesnikova N., Taylor L.* Earnings Functions When Wages and Prices Vary by Location // *Journal of Labor Economics*. 2009. Vol. 27. № 1. P. 21–47.
16. *Brunello G., Comi S., Lucifora C.* The Returns to Education in Italy: A New Look at the Evidence: IZA Discussion Paper № 130. 2000.
17. *Casado J.-M., Lillo A.* How Profitable is to Study in Spain? An Empirical Insight Using a New Source of Information // *Actas de las XIV Jornadas de Economía de la Educación*. 2005. September.
18. *Chiswick B.* Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function: Woldbank Policy Research Working Paper № 1790. 1997.
19. *Dahl G.* Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets // *Econometrica*. 2002. Vol. 70. № 6. P. 2367–2420.
20. *Donovan S., Swinnerton K.* Adult Returns to Schooling and Children's School Enrollment: Theory and Evidence from South Africa // S. Polachek, K. Tatsiramos (ed.) *Child Labor and the Transition between School and Work*. Research in Labor Economics. 2010. Vol. 31. P. 297–319.
21. *Flabbi L., Pasternostro S., Tiongson E.* Returns to Education in the Economic Transition: A Systematic Assessment Using Comparable Data // *Economics of Education Review*. 2008. Vol. 27. № 6. P. 724–740.
22. *Garderen K. van, Shah Ch.* Exact Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // *Econometric Journal*. 2002. Vol. 5. № 1. P. 149–159.
23. *Giles D.* The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // *Economics Letters*. 1982. Vol. 10. № 1–2. P. 77–79.
24. *Halvorsen R., Palmquist R.* The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. № 3. P. 474–475.
25. *Hanushek E.* Alternative Models of Earning Determination and Labor Market Structure // *Journal of Human Resources*. 1981. Vol. 16. № 2. P. 238–259.
26. *Heckman J., Holtz J.* An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamanian Males. Evaluating the Sources of Inequality // *Journal of Human Resources*. 1986. Vol. 21. № 4. P. 507–542.
27. *Heckman J., Lochner L., Todd P.* Fifty Years of Mincer Earnings Regressions: IZA Discussion Paper № 775. 2003.
28. *Jaeger D., Marianne P.* Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education // *Review of Economics and Statistics*. 1996. Vol. 78. № 4. P. 733–740.

29. *Jurajda S.* Are There Increasing Returns to Local Concentration of Skills? Evidence on Wages and Returns to Education in Transition. Unpublished manuscript. 2004.
30. *Kennedy P.* Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations // *American Economic Review* 1981. Vol. 71. № 4. P. 801.
31. *Kingdon G., Theopold N.* Do Returns to Education Matter to Schooling Participation? Evidence from India // *Education Economics*. 2008. Vol. 16. № 4. P. 329–350.
32. *Mincer J.* *Schooling, Experience, and Earnings*. N.Y.: NBER Press, 1974.
33. *O'Leary N., Sloane P.* Rates of Return to Degrees across British Regions // *Regional Studies*. 2008. Vol. 42. № 2. P. 199–213.
34. *Psacharopoulos G., Patrinos H.* Returns to Investment in Education: A Further Update // *Education Economics*. 2004. Vol. 12. № 2. P. 11–134.
35. *Sanford K.* Heterogeneous Returns to Schooling across US Labor Markets. Unpublished manuscript. 2006.
36. *Taylor M., Wright R.* Are Scottish Degrees Better?: Working Paper № 2005-6. The Institute for Social and Economic Research. Colchester: University of Essex, 2005.
37. *Vieira J., Couto J., Tiago M.* Regional Differences in Returns to Education in Portugal / Paper presented on the 46th Congress of the European Regional Science Association, University of Thessaly, Greece, August 30th–September 3rd, 2006.

Приложение 1.

Таблица П1.
Описательные статистики по используемым переменным,
ОЗПЦ, 2007 г.

Переменная	Среднее	Мин.	Макс.
Общий трудовой стаж, лет	21,5	0,1	63
Отработанное время, час. в месяц на 1 человека	181,9	44	384
Заработная плата, руб. в месяц на 1 человека	13380	511	2964205
Образование			
Высшее и послевузовское (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,293		
Неполное высшее (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,028		
Среднее профессиональное (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,286		
Начальное профессиональное (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,124		
Среднее (полное) общее (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,219		
Основное общее и ниже (1 – да, 0 – все другие уровни)	0,050		
Пол (1 – муж., 0 – жен.)	0,476		
Форма собственности (1 – гос., 0 – негос.)	0,458		
Виды экономической деятельности			
Добыча полезных ископаемых (1 – да, 0 – все другие виды)	0,030		
Обрабатывающие производства (1 – да, 0 – все другие виды)	0,234		
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды (1 – да, 0 – все другие виды)	0,072		
Строительство (1 – да, 0 – все другие виды)	0,061		
Оптовая и розничная торговля (1 – да, 0 – все другие виды)	0,080		
Гостиницы и рестораны (1 – да, 0 – все другие виды)	0,019		
Транспорт и связь (1 – да, 0 – все другие виды)	0,133		
Операции с недвижимостью, аренда, услуги (1 – да, 0 – все другие виды)	0,110		
Образование (1 – да, 0 – все другие виды)	0,126		
Здравоохранение и социальные услуги (1 – да, 0 – все другие виды)	0,100		
Деятельность по организации отдыха и развлечений (1 – да, 0 – все другие виды)	0,035		
Общее количество наблюдений, человек	752793		

Таблица П2.

**Международные сопоставления масштабов межрегиональных различий
в отдалах от образования**

Работа	Страна и год	Разница между макс. и мин. уровнем	Примечание
Black et al. (2009)	США, уровень MSA, 2000 г.	60 п.п.	Отдача от степени бакалавра и выше (16 и более лет обучения) по сравнению с аттестатом средней школы (12 лет)
		40 п.п.	После контроля отраслей
Sanford (2006)	США, уровень штатов, 1990 и 2000 г.	Менее 40 п.п.	Отдача от степени бакалавра и выше (16 и более лет обучения) по сравнению с аттестатом средней школы (12 лет)
Dahl (2002)	США, уровень штатов, 1990 г.	30 п.п.	Белые мужчины, 25–34 года
Beeson (1991)	США, уровень MSA, 1980 г.	4 п.п.	Отдача от дополнительного года образования
Jurajda (2004)	Чехия, уровень NUTS-4	50 п.п.	Отдача от образования уровня колледжа в сравнении с уровнем средней школы
Benitez-Silva and Cheidvasser (2007)	Россия, уровень ФО, 1994–1998	7,5 п.п.	Отдача от дополнительного года образования
Наша работа	Россия, уровень субъектов, 2007 г.	108 п.п.	Отдача от высшего образования по сравнению со средним образованием
		90 п.п.	После контроля отраслей и формы собственности

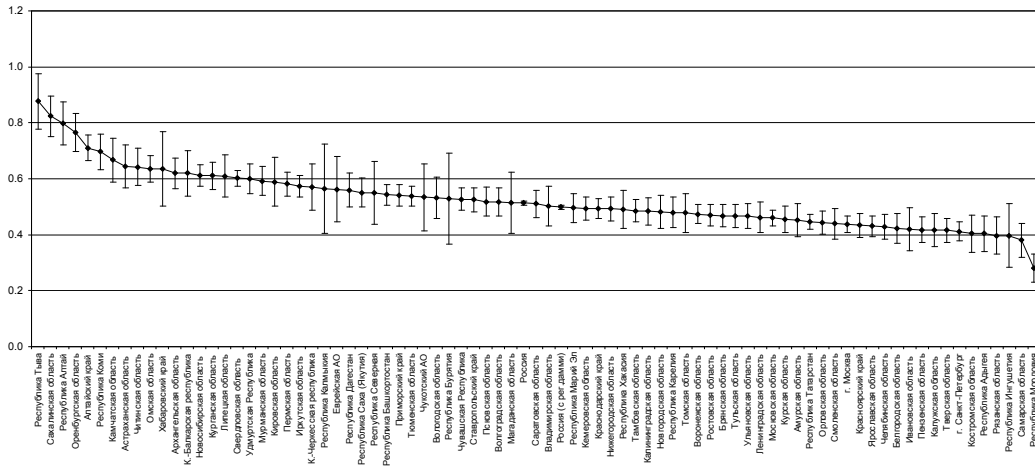


Рис. 11. Оценки коэффициентов β при переменной высшего образования с 95-процентными доверительными интервалами (базовая спецификация, уравнение (2), ОЗПП, 2007 г.)

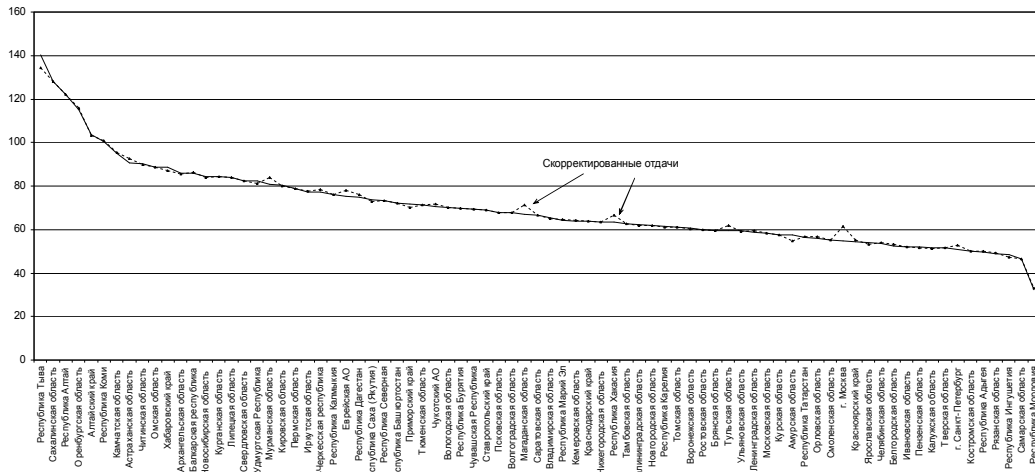


Рис. 12. Исходные и скорректированные оценки региональных отдачи от высшего образования (% превышения над зарплатами работников со средним образованием)

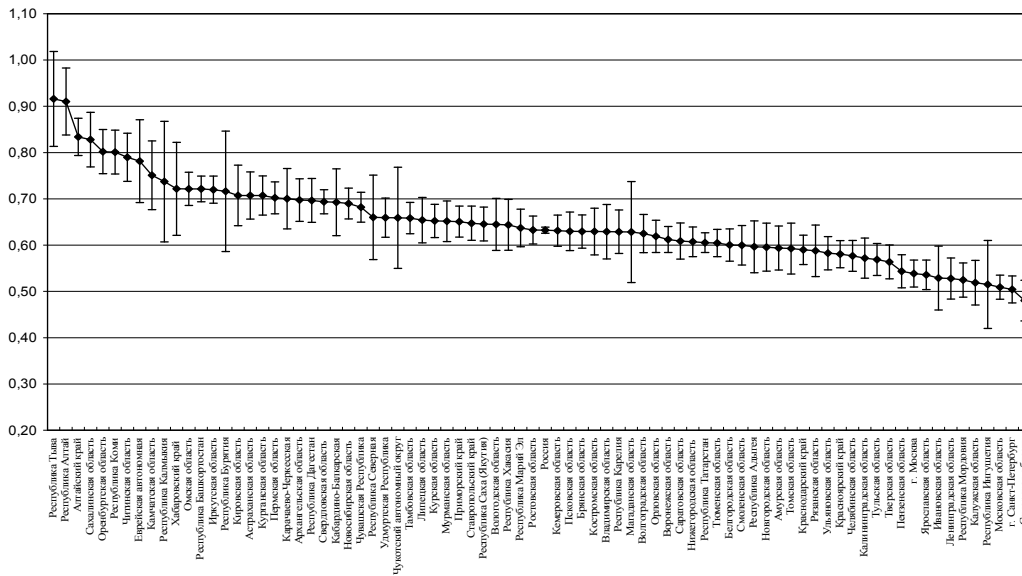


Рис. П3. Оценки коэффициентов β при переменной высшего образования с 95-процентными доверительными интервалами (расширенная спецификация, уравнение (3), ОЗПП, 2007 г.)

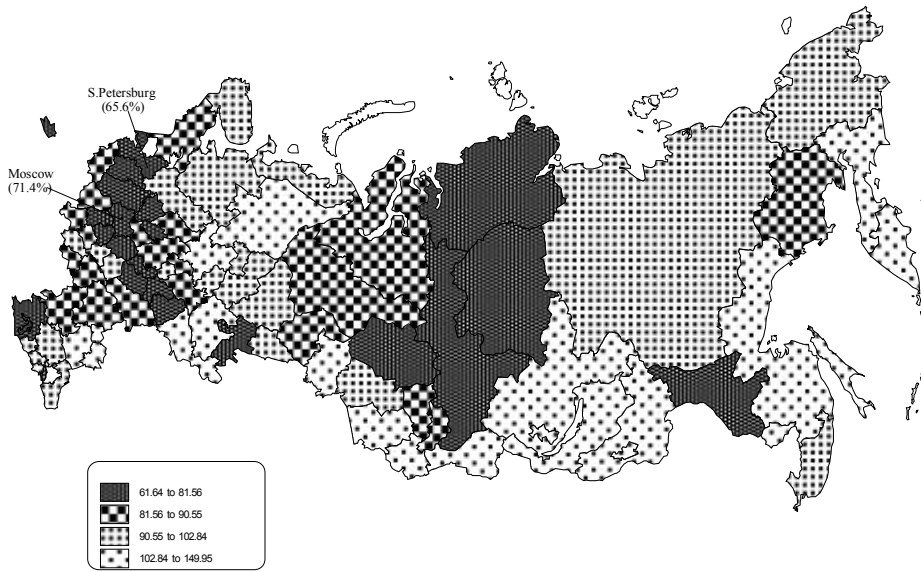


Рис. П4. Отдача от высшего образования (% превышения над зарплатами работников со средним образованием) в российских регионах, 2007 г.

Приложение 2.

**Методология корректировки оценок региональных отдач
от высшего образования**

Для простоты предположим, что экономика состоит из двух секторов – сектора 1 и сектора 2, а все работники разделяются только на два типа – работники с высшим и средним образованием. Средняя заработная плата работников с высшим образованием будет представлять собой взвешенное среднее заработных плат работников с высшим образованием в каждом из секторов:

$$\bar{W}_{BO} = \bar{W}_{BO}^1 \cdot S_{BO}^1 + \bar{W}_{BO}^2 \cdot S_{BO}^2,$$

где \bar{W}_{BO} – средняя заработная плата работников с высшим образованием в экономике в целом; \bar{W}_{BO}^1 и \bar{W}_{BO}^2 , S_{BO}^1 и S_{BO}^2 – средние заработные платы и доли работников с высшим образованием, занятых в секторе 1 и секторе 2 соответственно, $S_{BO}^1 + S_{BO}^2 = 1$.

Аналогично, средняя заработная плата работников со средним образованием равна

$$\bar{W}_{CO} = \bar{W}_{CO}^1 \cdot S_{CO}^1 + \bar{W}_{CO}^2 \cdot S_{CO}^2.$$

Нас интересует показатель $\frac{\bar{W}_{BO}}{\bar{W}_{CO}}$ (см. формулу (4) в тексте). Когда все сектора наблюдаемы в выборке, $\frac{\bar{W}_{BO}}{\bar{W}_{CO}} = \frac{\bar{W}_{BO}^1 \cdot S_{BO}^1 + \bar{W}_{BO}^2 \cdot S_{BO}^2}{\bar{W}_{CO}^1 \cdot S_{CO}^1 + \bar{W}_{CO}^2 \cdot S_{CO}^2}$.

Но когда один из них не представлен в выборке (допустим, это сектор 2), интересующее нас соотношение между заработными платами работников с высшим образованием и со средним образованием может быть оценено только для наблюдаемого сектора:

$$\frac{\bar{W}_{BO}}{\bar{W}_{CO}} = \frac{\bar{W}_{BO}^1}{\bar{W}_{CO}^1}.$$

Очевидно, что эта оценка отличается от фактического соотношения во всей экономике. Разницу между ними можно представить как:

$$\frac{\bar{W}_{BO}^1}{\bar{W}_{CO}^1} - \frac{\bar{W}_{BO}^1 \cdot S_{BO}^1 + \bar{W}_{BO}^2 \cdot S_{BO}^2}{\bar{W}_{CO}^1 \cdot S_{CO}^1 + \bar{W}_{CO}^2 \cdot S_{CO}^2} = \frac{\bar{W}_{BO}^1}{\bar{W}_{CO}^1} \cdot \frac{\bar{W}_{BO}^1 \cdot \left(S_{BO}^1 + \frac{\bar{W}_{BO}^2}{\bar{W}_{BO}^1} \cdot S_{BO}^2 \right)}{\bar{W}_{CO}^1 \cdot \left(S_{CO}^1 + \frac{\bar{W}_{CO}^2}{\bar{W}_{CO}^1} \cdot S_{CO}^2 \right)} = \frac{\bar{W}_{BO}^1}{\bar{W}_{CO}^1} \cdot \left[1 - \frac{\left(\frac{\bar{W}_{BO}^2}{\bar{W}_{BO}^1} - 1 \right) \cdot S_{BO}^2}{1 + \left(\frac{\bar{W}_{CO}^2}{\bar{W}_{CO}^1} - 1 \right) \cdot S_{CO}^2} \right].$$

Эту величину можно вычислить, если известна доля занятых с высшим образованием и доля занятых со средним образованием в пропущенном секторе 2, а также соотношение средних заработных плат работников с высшим образованием и работников со средним образованием между секторами.

В нашем случае из выборки ОЗПП в каждом регионе исключены три отрасли – сельское хозяйство, финансовый сектор и государственное управление, которые образуют сектор 2, а сектор 1 включает в себя все наблюдаемые отрасли. Требуемые доли занятых в секторе 2 для каждого региона мы рассчитываем на основе данных ОНПЗ, ограничивая выборку занятыми на формальных рабочих местах предприятий размером более 15 человек сектора 2.

Однако данные о средних заработных платах работников с разными уровнями образования недоступны для сектора 2 в принципе (так как единственным источником таких данных могло бы быть только само ОЗПП). Чтобы иметь возможность оценить смещение, мы вводим предположение, что соотношение между средними заработными платами работников с высшим образованием, занятых в секторах 1 и 2, совпадает с соотношением между средними заработными платами работников со средним образованием, занятых в секторах 1 и 2, а также что оба они совпадают с соотношением средних заработных плат, которые наблюдаются в этих секторах. Другими словами,

мы полагаем, что $\frac{\overline{W}_{BO}^2}{\overline{W}_{BO}^1} = \frac{\overline{W}_{CO}^2}{\overline{W}_{CO}^1} = \frac{\overline{W}^2}{\overline{W}^1}$. Необходимые нам данные по средним заработ-

ным платам в регионах в разрезе видов экономической деятельности доступны в сборнике Росстата «Труд и занятость» за 2009 г. В результате для каждого региона мы оцениваем смещение, возникающее из-за того, что ряд секторов был исключен из выборки. Вычитание полученной оценки смещения из оценки величины

$\left(e^{\frac{\hat{\beta} - \frac{1}{2}Var(\hat{\beta})}{2}} - 1 \right)$, полученной на ограниченной выборке, позволяет получить скорректированную оценку отдачи от образования.