

Введение

Оцениванию экономической отдачи на образование посвящены сотни работ [Psacharopoulos, Patrinos, 2004]. Эта тема является популярной не только в развитых странах, но и в странах с переходной экономикой [Flabbi, Pasternostro, Tiongson, 2008], немало работ существует уже и по России [Лукиянова, 2010]. Теоретической основой этих исследований является теория человеческого капитала. В своем стандартном изложении она имплицитно полагает, что национальный рынок труда является единым и однородным, и на таком рынке существует единый уровень отдачи от образования. В связи с этим в подавляющем большинстве исследований оценивается общестрановой уровень отдачи от образования.

Однако растущее число работ свидетельствует о том, что в действительности отдача от образования может сильно различаться внутри стран (см., например, [Backman, Bjerke, 2009; Black, Kolesnikova, Taylor, 2009; Vieira, Couto, Tiago, 2006]). Даже в США, в стране с высокой мобильностью населения, территориальные различия в отдаче от образования весьма существенны.

Эти эмпирические свидетельства поднимают целый ряд вопросов. Прежде всего – что показывает общестрановая оценка отдачи от образования? Ведь если отдача от образования сильно различается по регионам внутри страны, то вопрос, какова же она в этой стране, перестает быть тривиальным. Другой вопрос – насколько корректна общестрановая оценка? Ведь если национальный рынок труда не является единым, то соотносить средние заработные платы работников, принадлежащих к практически не пересекающимся региональным рынкам труда, не имеет смысла. Кроме того, если существует значимая региональная вариация в отдачах от образования, то общестрановая оценка не обязательно будет являться состоятельной.

Россия выделяется на фоне других стран огромными различиями во многих показателях социально-экономического развития регионов. В частности,

существуют значительные и устойчивые различия в параметрах функционирования рынков труда – уровне и структуре занятости, уровне безработицы и заработной платы (см., например, [Зубаревич и др., 2006; Ощепков, 2007]), при этом объем межрегиональной миграции является достаточно низким [Andrienko, Guriev, 2004]. Можно ожидать, что в таких условиях ограничения общестрановых оценок будут еще более явно выражены.

В нашей работе мы анализируем отдачу от образования на уровне регионов. Исследовательская стратегия такова. На первом этапе, используя распротраненную методологию оценивания отдачи от образования, мы получаем оценки отдачи для всех регионов-субъектов Российской Федерации. На втором этапе предлагается интерпретация и объяснение региональных различий в отдачах от образования. В фокусе анализа находится высшее образование, а базовым уровнем образования выступает среднее общее образование.

Оценки отдачи от образования в регионах

Методология оценивания отдачи от образования

Наиболее распространенная методология в этой области основана на оценивании уравнения заработной платы следующего вида:

$$\ln W_{i,j} = \alpha + \beta \cdot Education_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_{i,j}, \quad (1)$$

где $\ln W_{ij}$ – логарифм заработной платы работника i из региона j ; $Education$ – переменная, отражающая продолжительность обучения или уровень образования работника; X – набор контрольных индивидуальных характеристик работника (в том числе стаж и стаж в квадрате); α , β и γ – коэффициенты; ε – ошибка.

Во многих исследованиях принимается, что оценка β будет представлять собой отдачу от инвестиций в образование. Но возможность такой интерпретации требует выполнения целого ряда условий (см. [Heckman et al., 2003]). В нашей работе мы оцениваем уравнение (1) отдельно по каждому региону, и в этом случае необходимо дополнительное условие на межрегиональную миграцию. Оценка коэффициента β из уравнения (1) для некоторого региона будет отражать отдачу от образования в этом регионе, только если индивиды получали образование в том же регионе, где они работают.

Поскольку такая предпосылка является весьма сильной, мы не интерпретируем оценку β в терминах отдачи от инвестиций в образование. Мы относимся к

ней как к «премии» за образование, для нас это то преимущество в оплате труда, которое получают работники за счет более высокого уровня образования. Синонимом премии за высшее образование в нашем случае выступает (условная) относительная заработная плата работников с высшим образованием. Однако в тексте используется термин «отдача от образования» в силу его узнаваемости и распространенности.

Данные

Оценивание уравнений заработной платы проводится в работе на уникальных микроданных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП) за 2005 и 2007 гг. Это данные опросов 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 статистическую отчетность. В выборку обследования в каждом регионе входят крупные и средние предприятия (численность 15 и более человек) практически всех видов экономической деятельности, за исключением государственной службы, финансового сектора, рыболовства, сельского и лесного хозяйства. В целом выборка покрывает порядка 80% занятости всех крупных и средних предприятий России охваченных секторов, количество наблюдений составляет около 700 тыс. работников. Среднее количество наблюдений в регионе составляет примерно 9500 при минимуме около 1500 работников.

Используемые данные ОЗПП позволяют выделить 6 уровней образования: высшее и послевузовское (далее ВО), неполное высшее, среднее профессиональное, начальное профессиональное, среднее (полное) общее (далее СО), неполное среднее и ниже. В работе мы фокусируемся на отдаче от ВО, а базовой группой является СО. Набор контрольных характеристик (X) включает в себя стаж работы, стаж работы в квадрате, пол, отрасль (на одном уровне ОКВЭД), размер предприятия, форма собственности (государственная/не государственная) и отработанное время.

Даже такие «богатые» данные ОЗПП следует использовать для оценки отдачи от образования с некоторыми оговорками вследствие ограничений выборки. Данные ОЗПП позволяют оценивать отдачу от образования только для формального сектора экономики. Более того, непредставленность в выборке ряда отраслей экономики означает, что оценивание отдачи производится не для всего рынка труда. В отдельных регионах пропущенные отрасли могут представлять заметную часть от общей занятости, что потенциально может приво-

дять к некорректности оценок. В связи с этим для каждого региона мы проводим дополнительную корректировку оценок.

Результаты оценивания

Оценка уравнения (1) по стране в целом на данных ОЗПП 2007 г. дает коэффициент при ВО 0,63, что соответствует примерно 88% зарплатной премии на ВО относительно СО. Точечные оценки коэффициентов при ВО для каждого региона представлены в убывающем порядке вместе с границами 95-процентных доверительных интервалов на рис. 1. Масштаб различий впечатляет. Оценки коэффициента варьируются от 0,92 (в Республике Тыва) до 0,49 (в Самарской области). Рисунок наглядно демонстрирует, что различия являются статистически значимыми, что подтверждается формальными тестами.

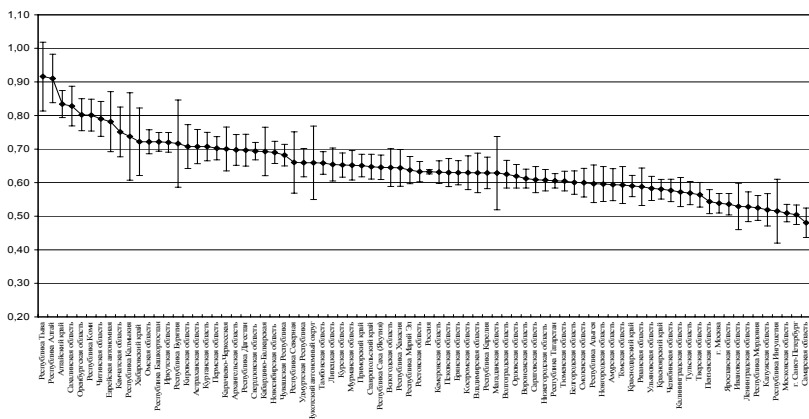


Рис. 1. Оценки коэффициентов при ВО с границами 95-процентных доверительных интервалов, ОЗПП, 2007г.

Корректировка оценок на смещение выборки слабо меняет результаты. Наиболее сильно меняется коэффициент для Москвы: он увеличивается на 12%. Это связано с тем, что в Москве значительно представлен финансовый сектор. Только в четырех регионах (включая Москву) абсолютный размер смещения составляет более 5% исходного коэффициента. Таким образом, включение в выборку пропущенных секторов слабо бы поменяло относительное положение регионов по величине отдачи и практически бы не сократило масштаб различий.

По отношению к отдаче в целом по России регионы разделились на две практически равные группы – в 40 регионах отдача от ВО оказывается выше,

чем в целом по России (88,2%), а в 39 регионах – ниже. Особенно высока отдача в регионах Южной Сибири, что согласуется с результатами работы [Benitez-Silva, Cheidvasser, 2007]. Минимальная отдача наблюдается в Самарской области, где она ниже среднероссийской более чем на 25 п.п. В свою очередь, разрыв в отдачах от ВО между Тывой и Самарской областью составляет почти 80 п.п. (!). В Москве и Санкт-Петербурге она ниже, чем в среднем по стране, что также согласуется с результатами работы [Ibid]. Относительно низкая отдача от образования наблюдается также в большинстве регионов ЦФО и граничащих с ними регионов ЮФО.

Насколько полученные результаты устойчивы во времени? Корреляция между отдами от образования в регионах в 2005 и 2007 гг. составляет 0,71. При этом вариация различий в течение двух лет практически не изменилась. Это указывает на то, что сильная межрегиональная вариация в отдачах от образования в России не является краткосрочным явлением. Наши оценки подтверждают общую тенденцию к ее сокращению. В среднем по России за рассматриваемый период 2005–2007 гг. отдача от ВО сократилась на 7,5 п.п., или примерно 7,9% от уровня 2005 г. Ее сокращение произошло в большинстве российских регионов, однако в 24 из 79 регионов она возросла.

Моделирование региональных различий в отдачах от образования

Пытаясь объяснить региональную вариацию в отдачах, мы исходим из предположения, что в каждом регионе наблюдаются равновесные значения относительной заработной платы и относительного количества работников с ВО. Между этими показателями может существовать как отрицательная, так и положительная связь. Отрицательная связь, с одной стороны, может быть следствием действия закона убывающей предельной производительности. С другой стороны, с ростом числа работников с ВО растет конкуренция между ними, в результате чего многие работники будут соглашаться на более низкое вознаграждение или же будут вынуждены занимать рабочие места с низким уровнем оплаты труда. Однако если, несмотря на это, в регионах с высокой долей работников с ВО отдача от образования оказывается высока, то это означает, что в них существует сильный спрос на работников с ВО. Таким образом, отрицательная связь будет указывать на то, что большую роль в формировании региональных отдам от образования играет предложение труда, а положительная связь будет указывать на силу спроса.

Нельзя исключать, что региональные рынки труда могут находиться под воздействием шоков относительного спроса и/или предложения. В краткосрочном периоде спрос и предложение обладают низкой эластичностью. Например, сдвиг кривой относительного спроса вправо (положительный шок спроса) приводит в краткосрочном периоде лишь к росту отдачи от образования. Подстройка со стороны предложения через миграцию и/или систему образования (выпуск из вузов) происходит позже, и тогда относительная заработная плата (отдача) сокращается, а относительное количество занятых с ВО увеличивается. Аналогично, в случае шока относительного предложения спрос в краткосрочном периоде не может абсорбировать увеличенное предложение, что приводит к сокращению отдачи от образования. В долгосрочном же периоде возможна адаптация системы разными способами (например, через расширение производства существующими фирмами, приход на рынок новых фирм, или же через отток из региона работников с ВО).

Как контролировать действие шоков? Мы полагаем, что подходящим показателем является региональная безработица. Положительный (негативный) шок спроса приводит, прежде всего, к сокращению (росту) безработицы, и лишь затем происходят другие реакции. Кроме того, безработица может самостоятельно влиять на отдачу от образования (см. [Ammermueller et al., 2009]). Однако следует различать безработицу высококвалифицированных и низкоквалифицированных работников, так как они оказывают разнонаправленное влияние на отдачу. Разделение безработицы позволяет также лучше контролировать краткосрочные сдвиги кривых относительного спроса и предложения. Поэтому мы используем уровни безработицы работников с ВО и работников с СО в качестве альтернативы агрегированной безработице.

Кратко описанная выше модель частичного равновесия, учитывающая шок спроса и предложения, подходит для рынка труда, на котором действуют частные фирмы. Можно ожидать, что данная модель будет хуже работать для регионов, где государство является крупным работодателем, поскольку относительная заработная плата и численность работников с ВО в государственном секторе в меньшей степени подвержена рыночным законам. При этом, так как отдача от образования в общественном секторе в России выше, чем в частном, то более высокая доля занятых в общественном секторе должна приводить к большей отдаче от образования. Данную зависимость, действительно, можно наблюдать на российских данных. Во многих регионах с высокой отдачей от образования (среди которых находятся многие регионы Южной Сибири) наблюдается высокая доля занятых в общественном секторе экономики. Можно предположить, что высокие отдачи в этих регионах искусственны и не явля-

ются результатом взаимодействия рыночных сил относительного спроса и предложения.

Полная спецификация нашей модели частичного равновесия с учетом шоковых воздействий и нерыночного сектора имеет вид

$$\text{Ln}\beta = c + \varphi \cdot \text{Ln}Q + \varphi_1 \text{Ln}U_h + \varphi_2 \text{Ln}U_l + \varphi_3 \text{LnPublic} + \xi, \quad (2)$$

где β и Q – равновесные относительная заработная плата и число работников с ВО; U_h и U_l – уровни безработицы работников с ВО и работников с СО соответственно; $Public$ – доля занятых в общественном секторе экономики (сумма долей занятых в образовании, здравоохранении и государственном управлении); φ , φ_1 и φ_2 – соответствующие коэффициенты; c – константа; ξ – ошибка.

Все характеристики регионов, используемые в уравнении (2), взяты из открытых источников Росстата. Уровни безработицы по образовательным группам были рассчитаны на данных ОНПЗ. Результаты оценивания уравнения (2) представлены в табл. 1.

Таблица 1. Результаты оценивания уравнения (2)

	1(OLS)	2(OLS)	3(OLS)
Соотношение ВО/СО (лог.)	–0,065**	–0,086*	–0,017
Безработица СО (лог.)	0,099***	0,081*	0,128***
Безработица ВО (лог.)	–0,046**	–0,074**	0,019
Доля занятых в общественном ном секторе (лог.)	0,191***	0,286***	0,061
Дамми 2007 г.	–0,037**	–0,062***	–0,005
Константа	–1,188**	–1,419***	–0,926**
R2	0,315	0,348	0,296
N	158	79	79

Примечание: *** – значимость на 1-процентном уровне; ** – значимость на 5-процентном уровне; * – значимость на 10-процентном уровне. Стандартные ошибки рассчитаны по методу Huber – White.

В столбце 1(OLS) представлены результаты оценивания уравнения (2) МНК для всех регионов. Значимый отрицательный коэффициент при относительном числе работников с ВО указывает на то, что различия в отдалах от ВО между региональными рынками труда есть в большей степени результат различий в положении кривой относительного предложения, чем относительного спроса.

Как и следовало ожидать, отдача от ВО оказывается ниже в тех регионах, где выше уровень безработицы среди людей с ВО. Уровень безработицы людей с СО имеет обратное влияние на отдачу. Отдача выше в регионах с высокой занятостью в общественном секторе экономики. Отрицательный знак при дамми для 2007 г. указывает на то, что в целом отдача сократилась с 2005 по 2007 гг.

В столбце 2(OLS) представлены результаты оценивания уравнения (2) МНК для регионов с низким присутствием государства на рынке труда. Несмотря на сокращение числа степеней свободы, все коэффициенты остаются значимыми на 10-процентном уровне и сохраняют свой знак. В то же время, как показывает столбец 3(OLS), модель перестает работать для регионов с высокой долей занятых в общественном секторе. Рыночные сигналы в этих регионах сильно искажены, и даже высокая безработица среди индивидов с ВО или высокая доля занятых с ВО не понижают отдачу от образования, так как обеспечивается она государством. Характерно также то, что в целом в этой подвыборке регионов сокращение отдачи от образования в 2007 г. не произошло.

Полученные результаты мы проверяем на устойчивость, см. столбцы 2(OLS)–5(Jackknife) табл. 2.

Таблица 2. Анализ робастности результатов

	1(OLS)	2(OLS)	3(Median)	4(Median)	5(Jackknife)	6(2SLS)	7(RE)
Соотношение ВО/СО (лог.)	–0,065**	–0,063*	–0,058**	–0,058*	–0,065*	–0,298**	–0,045*
Безработица СО (лог.)	0,099***	0,085***	0,116***	0,116***	0,099***	0,104***	0,082***
Безработица ВО (лог.)	–0,046**	–0,040*	–0,029*	–0,029	–0,046**	–0,070***	–0,009
Доля занятых в общественном секторе (лог.)	0,191***	0,206***	0,184***	0,184***	0,191***	0,176***	0,127**
Дамми 2007 г.	–0,037**	–0,040**	–0,032*	–0,032*	–0,037**	–0,010	–0,030**
Константа	–1,188**	–1,211***	–1,229*	–1,229***	–1,188*	–1,148***	–0,990***
R2, pseudo R2 или X2	0,315	0,274	0,204	0,204	0,315	42,49	46,57
N	158	154	158	158	158	156	158

Примечание: *** – значимость на 1-процентном уровне; ** – значимость на 5-процентном уровне; * – значимость на 10-процентном уровне. В столбцах 1, 2, 6, 7 стандартные ошибки рассчитаны по методу Huber – White.

В столбце 2(OLS) приведены результаты с исключением из выборки Москвы и Санкт-Петербурга, в столбце 3(Median) – результаты оценивания медианной (квантильной) регрессии. В столбце 4(Median) стандартные ошибки для такой медианной регрессии были рассчитаны на основе 999 «бутстрапных» репликаций. Наконец, столбец 5(Jackknife) представляет оценки, стандартные ошибки для которых были рассчитаны на основе метода «jackknife». При всех этих манипуляциях практически все коэффициенты сохраняют знак и значимость.

В нашей модели вряд ли можно предположить наличие обратной связи. В частности, не следует ожидать, что отдача от ВО будет оказывать обратное влияние на относительное количество занятых с ВО, так как ни подстройка спроса, ни подстройка предложения не происходят моментально. Но так как относительные заработная плата и количество принимаются равновесными, то может существовать одновременность в их определении. В столбце 6(2SLS) приведены результаты оценивания уравнения (2) двухшаговым МНК, где относительное количество занятых с ВО инструментируется выпуском из вузов (в расчете на одного занятого) и сальдо миграции в регион (в расчете на 10000 населения). Знак и значимость коэффициента при относительном количестве не меняются, однако его абсолютное значение возрастает. Это указывает на то, что исходный коэффициент мог быть смещен вниз вследствие действия сил (относительного) спроса. Как и следовало ожидать, вариация в относительном количестве, вызванная сдвигами кривой относительного предложения, имеет четкую отрицательную связь с относительной заработной платой, так как в данном случае движение происходит вдоль кривой спроса.

Наконец, мы проверяем, в какой мере наши результаты могут быть вызваны действием ненаблюдаемых факторов. Исследуемые переменные имеют слабую вариацию во времени, однако все же можно учесть ненаблюдаемую гетерогенность регионов в рамках модели со случайными эффектами. Столбец 7(RE) представляет результаты оценки этой модели. За исключением безработицы индивидов с ВО, все коэффициенты сохраняют свои знаки и значимость. В частности, сохраняет свой знак и значимость (на 10-процентном уровне) коэффициент при относительном количестве.

Заключение

Данная работа принадлежит к растущему числу исследований, показывающих, что премии за образование могут сильно различаться в регионах внутри одной страны. Применив стандартную методологию на регионально репрезентативных данных, мы впервые для России получили оценки отдачи от ВО на

уровне регионов-субъектов федерации. Было выявлено, что отдача от ВО чрезвычайно сильно различается по российским регионам. В 2007 г. разница между максимальной и минимальной отдачами составляет примерно 90 п.п. (!). Отдачи сильно различаются даже среди регионов внутри любого из федеральных округов.

Такие результаты свидетельствуют, что авторы, оценивающие отдачу от образования в России на уровне страны в целом, упускают из внимания большой объем информации и измеряют уровень отдачи на образование «средний по больнице». На фоне большой вариации общестрановой уровень является малоинформативным даже для международных сопоставлений, так как оказывается, что в одних российских регионах уровень отдачи от образования почти не имеет аналогов в мире, а в других регионах он сопоставим с уровнем развитых стран.

Моделирование межрегиональных различий в отдачах от образования свидетельствует о том, что в российском случае они укладываются в модель частичного равновесия относительного спроса и предложения на региональных рынках труда. Однако эта модель обладает российской спецификой. Во-первых, связь между отдачей от ВО и числом занятых с ВО отрицательна. Это указывает на то, что отдачи от образования различаются по регионам главным образом из-за несходства в положении кривых относительного предложения работников с ВО. Доминирование предложения над спросом вполне ожидаемо на фоне мощного роста абсолютного и относительного выпуска из вузов. Отрицательная связь относительной заработной платы и относительного числа работников с ВО свидетельствует о том, что спрос не успевает абсорбировать предложение. Во-вторых, в России существуют регионы, в которых государство является крупным работодателем. В этих регионах модель практически не работает, а занятость в общественном секторе является для работников с ВО лучшей альтернативой. При этом, так как в общественном секторе наблюдается высокая отдача от высшего образования, то в этих регионах она может парадоксально существовать при низком уровне экономического развития. Этим ситуация в некоторых регионах России напоминает то, что наблюдается в ряде развивающихся стран.

Литература

Зубаревич Н., Сафронов С., Горина Е. Социальный атлас российский регионов. Независимый институт социальной политики, 2006. (<http://atlas.socpol.ru/about/index.shtml>)

Лукьянова А. Отдача от образования: что показывает мета-анализ: препринт № WP3/2010/03. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2010.

Ощепков А. Межрегиональная дифференциация в заработной плате // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / Под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. Гл. 6. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.

Ammermueller A., Kuckulenz A., Zwick T. Aggregate Unemployment Decreases Individual Returns to Education // *Economics of Education Review*. 2009. Vol. 28. № 2. P. 217–226.

Andrienko Y., Guriev S. Determinants of Interregional Mobility in Russia. Evidence from Panel Data // *Economics of Transition*. 2004. Vol. 12. № 1. P. 1–27.

Backman M., Bjerke L. Returns to Higher Education – a Regional Perspective: CESIS Electronic Working Paper. № 171. 2009.

Benitez-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.

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.

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.

Heckman J., Lochner L., Todd P. Fifty Years of Mincer Earnings Regressions: IZA Discussion Paper. № 775. 2003.

Psacharopoulos G., Patrinos H. Returns to Investment in Education: A Further Update // *Education Economics*. 2004. Vol. 12. № 2. P. 11–134.

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.