ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

*А.Ю. Ощепков*

# ОТДАЧА НА ВЫСШЕЕ ОБРАЗОВАНИЕ В РОССИЙСКИХ РЕГИОНАХ

Препринт WP3/2010/05
Серия WP3
Проблемы рынка труда

Москва
2010

УДК 331.214.7
ББК 65.245
О97

Редактор серии WP3
«Проблемы рынка труда»
*В.Е. Гимпельсон*

**Ощепков, А. Ю.**
О 97 Отдача на высшее образование в российских регионах* : Препринт WP3/2010/05 [Текст] / А. Ю. Ощепков; Гос. ун-т – Высшая школа экономики. – М.: Изд. дом Гос. ун-та – Высшей школы экономики, 2010. – 64 с. – 150 экз.

Используя уравнение заработной платы минцеровского типа на данных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП), мы впервые получаем оценки отдачи на различные уровни образования для всех регионов – субъектов Российской Федерации. Различия между регионами оказываются огромными: оценки отдач на высшее образование (базовым уровнем выступает среднее общее образование) лежат в диапазоне от 60% до 150% при общестрановом уровне отдачи примерно 85%.

Мы показываем, что эти различия связаны с действием компенсирующего механизма, оказывающим неодинаковое влияние на работников с разным уровнем образования. В более (менее) привлекательных для проживания регионах отдача на образование оказывается ниже (выше), так как работники с высшим образованием получают большую компенсацию в заработной плате за работу в относительно менее привлекательных для проживания регионах, чем работники со средним образованием. Мы также обнаруживаем положительную связь между отдачей на высшее образование и долей занятых в общественном секторе в регионе.

УДК 331.214.7
ББК 65.245

*Автор выражает благодарность В. Гимпельсону, Р. Капелюшникову и А. Лукьяновой за ценные советы и замечания.

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

**Препринты Государственного университета – Высшей школы экономики размещаются по адресу: http://www.hse.ru/org/hse/wp**

© Ощепков А. Ю., 2010
© Оформление. Издательский дом Государственного университета — Высшей школы экономики, 2010

# 1. Введение[1]

Оценивание экономической отдачи на образование является одной из наиболее популярных тем в экономике труда. Ей посвящены сотни опубликованных работ, представляющих такие оценки для самых разных стран мира[2]. Теоретической основой этих работ является теория человеческого капитала. В своем стандартном изложении теория имплицитно полагает, что национальный рынок труда является единым и однородным. Все индивиды без каких-либо ограничений имеют доступ к этому рынку, т.е. могут предлагать на нем свой труд. На таком рынке труда формируется единый уровень отдачи на образование, исходя из которого индивиды принимают решение о том, производить ли инвестиции в образование. В связи с этим в подавляющем большинстве работ уровень отдачи на образование оценивается на уровне всей страны в целом.

Относительно небольшое, но растущее число работ свидетельствует о том, что отдача на образование может весьма сильно различаться по регионам внутри стран[3]. Имеющиеся эмпирические сви-

---

[1] Автор выражает благодарность В. Гимпельсону, Р. Капелюшникову и А. Лукьяновой за ценные советы и замечания.

[2] См., например, обзорные работы Psacharopulos and Patrinos (2004), Flabbi et al. (2008).

[3] Работы, выявляющие различия в отдаче на образование внутри стран, можно разделить на две группы. Работы первой группы нацелены на объяснение межрегиональных различий в средних заработных платах. Они задаются вопросом о том, чем вызваны межрегиональные различия в заработной плате: региональными различиями в характеристиках работников или различиями в региональных ценах этих характеристик (другими словами, в структурах заработков, *англ.* – earnings structures). Например, Hanushek (1973), Sahling and Smith (1983), Krumm (1984), Farber and Newman (1987) показывают, что региональные «цены» характеристик (отдачи на характеристики) работников различаются, и, в частности, различается отдача на образование, являющаяся одним из элементов структуры заработков. В исследованиях, принадлежащих ко второй группе, отдача на образование оценивается по административно-территориальным единицам разных стран, и показывается, что эти оценки значимо различаются (например, Hanushek (1981), Beeson (1991), Dahl (2002), Jurajda (2004), Casado and Lillo (2005), Vieira et al. (2006), Sanford (2006), O'Leary and Sloane (2008), Kingdon and Theopold (2008), Backman and Bjerke (2009), Black et al. (2009)).

детельства показывают, что ставшее уже стандартным оценивание отдачи на образование на уровне страны в целом является сильным упрощением действительности. Это особенно заметно при проведении международных сопоставлений уровней отдачи на образование, так как в странах, где уровень отдачи на образование считается низким, могут существовать регионы с высоким уровнем отдачи. Сложно также ожидать, что общестрановая оценка будет полезна для принятия решения об инвестировании в образование, так как это решение принимается под воздействием внешней среды на региональном или локальном уровне[4].

В России существует уже немало исследований, оценивающих отдачу на образование, но, так же, как и в других странах, практически во всех этих исследованиях отдача оценивается на уровне страны в целом[5]. Нам известна лишь одна опубликованная работа, в которой были представлены оценки отдач на образование по российским регионам. Benitez-Silva and Cheidvasser (2007), используя расширенное минцеровское уравнение, на данных РМЭЗ оценивают отдачу на год образования по семи федеральным округам, Москве и Санкт-Петербургу. По оценкам авторов, самой низкой (менее 1%) отдача на образование является в федеральных городах. Среди федеральных округов наибольший уровень отдачи наблюдается в Восточной Сибири и на Дальнем Востоке (более 7%), а наименьший уровень отдачи – в Центральном федеральном округе. Оценивание отдачи на образование в российских регионах не было основной целью данной работы, поэтому полученные результаты были оставлены без каких-либо интерпретаций и объяснений. Но они указывают на то, что уровень отдачи на образование сильно различается внутри России, и можно ожидать, что на уровне регионов–субъектов Федерации вариация будет еще сильнее.

В нашей работе, используя распространенную методологию оценивания отдачи на образование на основе уравнения заработной платы минцеровского типа и уникальные данные Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП), мы впервые получаем оценки отдачи на образование для всех регионов – субъектов Российской Федерации. Результаты показывают, что отдача на уровни образования действительно очень сильно различается по российским регионам[6]. Например, разница между максимальным и минимальным уровнем отдачи на высшее образование (базовым уровнем выступает среднее общее образование) в 2007 г. достигала 90 п.п. при общестрановом уровне отдачи примерно 85%.

Возникает вопрос: каким образом эти различия сочетаются с функционированием региональных рынков труда? Отражают ли они какие-либо социально-экономические процессы или это не более чем механический результат оценивания уравнения заработной платы отдельно по каждому региону? К сожалению, число работ, пытающихся ответить на эти важные вопросы, крайне ограниченно. По всем странам с переходной экономикой нам удалось найти только две работы, в которых отдача на образование оценивалась по регионам[7]. Немногим лучше обстоит дело и по развитым странам – нам удалось найти лишь четыре журнальные публикации, в которых целенаправленно анализировались территориальные различия в отдачах на образование[8].

Пытаясь выяснить природу межрегиональных различий в отдаче на образование в российском случае, мы фокусируем внимание на различиях в отдаче на высшее образование[9]. Мы показываем, что

---

[4] Например, Kingdon and Theopold (2008) и Donovan and Swinnerton (2010) показывают, что спрос на образование положительно зависит от уровня отдачи на образование на региональном уровне.

[5] См. недавнюю обзорную работу Лукьянова (2010).

[6] Данные не содержат информацию о количестве лет обучения, поэтому мы рассматриваем только отдачу на уровни образования. Это вряд ли можно считать серьезным ограничением нашей работы, так как в литературе распространены оба способа определения отдачи. Оценивание отдачи на уровень образования имеет свои преимущества, так как образование (по крайней мере, формальное образование), выражаясь математическим языком, является дискретной величиной. (Например, в России наличие диплома о высшем образовании означает как минимум 4-летнее обучение в вузе, но меньшее количество лет обучения уже определяется как другой уровень образования.) Кроме того, отдача на дополнительный год образования различается по уровням образования, этому факту (так называемому «sheepskin effect») посвящен достаточно большой массив литературы (см., например, Jaeger and Marianne, 1996).

[7] Benitez-Silva and Cheidvasser (2007) по России и Jurajda (2004) по Чехии.

[8] Большинство этих работ выполнено по США – это Hanushek (1981), Beeson (1991), Black et al. (2009), а также одна работа по Бразилии – Birdsall and Behrman (1984).

[9] Интерес к отдаче на высшее образование вызван тем, что именно этот уровень образования принимается в качестве ключевой составляющей человеческого капи-

различия в отдаче на высшее образование связаны с действием компенсирующего механизма на региональных рынках труда. Как было установлено в ряде предшествующих исследований, межрегиональные различия в заработной плате в России носят преимущественно компенсирующий характер: более высокий уровень заработных плат призван компенсировать более высокие издержки проживания и менее благоприятные неденежные условия проживания[10]. При этом по ряду региональных характеристик более образованные работники (работники с высшим образованием) получают более высокий уровень компенсации, чем менее образованные работники (работники со средним образованием). В данной работе мы показываем, что именно эти региональные характеристики оказываются значимо коррелированными с региональными отдачами на высшее образование. Дополнительно мы обнаруживаем положительную связь между долей занятых в общественном секторе экономики и отдачей на высшее образование.

Работа построена следующим образом. Во втором разделе мы описываем методологию оценивания отдачи на образование, подробно останавливаясь на проблемах, возникающих в условиях гетерогенности региональных рынков труда. В третьем разделе мы описываем используемые данные. В четвертом разделе мы представляем и обсуждаем полученные оценки отдач на уровни образования в российских регионах. В пятом разделе работы мы моделируем межрегиональные различия в отдаче на высшее образование. Шестой раздел является заключительным, в котором суммируются основные результаты исследования.

тала. Кроме того, сфера высшего образования является в последнее время в России предметом оживленных дискуссий в академической среде и СМИ во многом в связи с мощным ростом спроса на высшее образование. Но, очевидно, этот вопрос нельзя рассматривать отдельно от уровня экономической отдачи на высшее образование, так как, с точки зрения теории человеческого капитала, отдача на образование является ключевым фактором, влияющим на решение индивида получать образование. Отметим также, что используемая методология может быть применена для анализа отдачи не только на высшее образование, но и на любой другой уровень образования.

[10] См. Bignebat (2005), Berger et al. (2003, 2008), Ощепков (2007, 2009).



## 2. Оценивание отдачи на образование, когда региональные рынки труда гетерогенны

### *2.1. Базовый подход*

Наиболее распространенная методология оценивания отдачи на образование основана на оценивании уравнения заработной платы следующего вида:

$$LnW_{i,j} = \alpha + \beta \times Education_i + \gamma \times X_i + \varepsilon^1{}_{i,j}, \qquad (1)$$

где $LnW_{ij}$ – логарифм заработной платы работника $i$ из региона $j$; $Education$ – переменная, отражающая продолжительность обучения или уровень образования работника; $X$ – набор контрольных переменных, включающих индивидуальные характеристики работника (в том числе стаж и стаж в квадрате) и характеристики рабочих мест; $\alpha$, $\beta$ и $\gamma$ – коэффициенты; $\varepsilon^1$ – случайная и нормально распределенная ошибка.

Следуя работам Дж. Минцера (Mincer, 1974), часто принимается, что оценка $\beta$ представляет собой отдачу на образование. Однако такая интерпретация возможна лишь при выполнении целого ряда условий. Например, это равенство суммы (прямых и косвенных) издержек обучения потенциальному доходу, который мог бы получить индивид, если бы он вместо обучения работал[11]. Требуются также определенные предпосылки в отношении налогообложения трудовых доходов, неопределенности в получении и размерах будущих доходов в момент принятия инвестиционного решения и т.д.[12]

Что представляет собой коэффициент $\beta$ с технической точки зрения? Если нас интересует отдача на уровни образования, в частности отдача на высшее образование, а в качестве базового уровня выступает среднее образование, то $\beta = \frac{\sum LnW_{\text{во}}}{N_{\text{во}}} - \frac{\sum LnW_{\text{со}}}{N_{\text{со}}} = \overline{LnW_{\text{во}}} - \bar{L}$,

[11] Chiswick (1997).

[12] См. Heckman et al. (2003). Кроме того, существует вопрос, в какой степени оцениваемый коэффициент $\beta$ при образовании отражает влияние на заработную плату образования как такового, а в какой степени отражает влияние (врожденных) способностей человека (об этой проблеме эндогенности образования в уравнении заработной платы см., например, Card (1999)).

где $W_{во}$ и $W_{со}$ – заработные платы работников с высшим и средним образованием, а $N_{во}$ и $N_{со}$ – численность этих работников. То есть отдача на высшее образование есть *разница в средних (логарифмах)* уровнях заработных плат работников с высшим образованием и работников со средним образованием. Для последующего изложения полезно иметь в виду, что если в стране существует $k$ регионов, то $\beta$ можно представить как $\frac{\sum_{j=1}^{k}\sum^{j} LnW_{во}}{\sum_{j=1}^{k} N^{j}{}_{во}} - \frac{\sum_{j=1}^{k}\sum^{j} LnW_{со}}{\sum_{j=1}^{k} N^{j}{}_{со}}$ (*), что также совпадает с $\overline{LnW_{во}} - \overline{LnW_{со}}$.

### *2.2. Если уровень оплаты труда различается по регионам*

Одно из основных проявлений гетерогенности региональных рынков труда состоит в том, что уровни заработной платы на них различаются. Межрегиональные различия в заработной плате не являются особенностью рынка труда больших стран, они присутствуют и в малых странах. Результаты многих работ показывают, что эти различия лишь частично могут быть объяснены различиями в структуре занятости регионов. Таким образом, индивидуальные заработные платы подвержены влиянию факторов, действующих на уровне регионов. Поэтому при оценивании уравнения заработной платы стандартной практикой является включение в его правую часть переменных, учитывающих влияние региональных факторов (региональных дамми). Влияет ли это на оценки отдачи на образование, и если да, то каким образом?

Ответ на этот вопрос зависит от того, существует ли корреляция между используемыми региональными дамми-переменными и распределением занятых различного уровня образования по регионам. Другими словами, насколько одинаково распределены работники с разным уровнем образования по регионам с различным уровнем оплаты труда. Если работники с высшим образованием будут в большей (меньшей) степени представлены в регионах с относительно высоким уровнем оплаты труда, чем работники со средним образованием, то



включение региональных дамми-переменных будет приводить к сокращению (увеличению) оценки коэффициента. Если распределение работников разного уровня образования одинаково, то никакого эффекта включение региональных дамми на отдачу оказывать не будет.

Результаты существующих исследований показывают, что включение региональных дамми заметно влияет на оценки отдачи на образование, и обычно это влияние понижающее. Например, Black et al. (2009) при оценивании уравнения заработной платы для США показывают, что добавление индикаторов для городских статистических округов (metropolitan statistical areas, MSA)[13] приводит к сокращению отдачи на 16-летнее образование (по сравнению с 12-летним образованием) почти на треть. Gorodnichenko and Sabirianova Peter (2005) и Benitez-Silva and Cheidvasser (2007) демонстрируют схожий результат для России: включение дамми-переменных для Федеральных округов в уравнение заработной платы типа (1) (оценивание выполняется на данных РМЭЗ) приводит к сокращению отдачи на дополнительный год образования примерно на 2 п.п., т.е. примерно на четверть от исходного уровня. Однако учет лишь ФО может не в полной мере снимать потенциальное смещение, так как внутри округов также существует значительная неоднородность. Заметный понижающий эффект от контроля региона проживания (на уровне PSU[14]) подтверждается результатами симуляций в работе Лукьяновой (2010) на данных РМЭЗ. Эти результаты вполне ожидаемы, так как работники с разным уровнем образования неравномерно распределены по российским регионам. Наши расчеты показывают, что чем выше уровень заработной платы в регионе, тем работники с высшим уровнем образования в большей степени концентрируются в регионе, чем работники со средним образованием. Корреляция между уровнем заработной платы и разницей между долями работников с высшим образованием и средним образованием, приходящихся на регион от всех работников с соответствующим уровнем образования в стране, составляла 0,35 в 2007 г.

Итак, учет региональных факторов существенно понижает оценку отдачи на образование. Возникает вопрос: нужно ли включать в

[13] Подробная информация об экономическом территориальном делении США доступна на официальном сайте БЭА (http://www.bea.gov).

[14] PSU (primary sample unit) – в РМЭЗ – первичный уровень территориального агрегирования наблюдений.

уравнение заработной платы региональные дамми-переменные, если цель исследования состоит в том, чтобы оценить отдачу на образование? Этот вопрос можно переформулировать иным образом: содержит ли в себе отдача на образование «отдачу на регион»?

Мы можем утверждать, что включать региональные дамми не следует лишь в случае, когда уровень образования полностью определяет «попадание» работника в тот или иной регион. Тогда региональная принадлежность работника не несет никакой дополнительной информации сверх той, которая уже учтена в переменной образования[15]. В таком случае любая добавка к заработной плате, связанная с работой в определенном регионе (отдача на регион), на самом деле отражает лишь факт наличия у работника определенного уровня образования.

Однако очевидно, что уровень образования не является единственным фактором, определяющим «попадание» работника в тот или иной регион. Простым свидетельством этого является то, что в любом из регионов и (или) городов в любой стране на рынке труда присутствуют работники с разным уровнем образования. Более того, результаты существующих исследований факторов межрегиональной миграции не позволяют утверждать, что уровень образования является главным фактором выбора места проживания. Да, люди с более высоким уровнем образования более мобильны, но на основе лишь этого факта нельзя сделать вывод о том, в какой регион (регионы) поедут индивиды с более высоким уровнем образования.

Нельзя не отметить также то, что может существовать и обратная связь между проживанием в определенном регионе и обладанием тем или иным уровнем образования. Ряд работ показывают, что решение о получении образования подвержено влиянию внешней среды. Например, к обучению может стимулировать негативная ситуация на региональном рынке труда[16]. Другой известный пример состоит в том, что на решение о получении высшего образования влияет близость университетов и (или) научных центров[17]. Все это свидетельствует о том, что отдача на образование содержит в себе отдачу в определенной степени на регион, и поэтому при оценивании отдачи на образование регион проживания необходимо контролировать.

Даже если предположить, что уровень образования является ключевым фактором, влияющим на выбор региона проживания, и что региональная среда никак не влияет на решение о получении образования, то остается неясным, следует ли считать частью отдачи на образование увеличение заработной платы образованного работника в результате переезда из региона с низким уровнем заработных плат в регион с высоким уровнем заработных плат. Сомнение возникает из простого факта, что при таком переезде увеличивается заработная плата и работников с более низким уровнем образования, а это отдачей на образование назвать нельзя.

Контроль региона проживания работника в уравнении заработной платы при оценивании отдачи на образование может быть обоснован еще и тем, что это позволяет рассматривать отдачу в реальном выражении. Как показывает Е. Моретти (Moretti, 2008), в США выпускники колледжей концентрируются в городах с высоким уровнем цен на жилье. Как известно, в 1980–2000-х годах отдача на образование уровня колледжа в США значительно выросла, но усилилась и концентрация работников с образованием уровня колледжа в дорогих городах. В результате рост отдачи на образование в реальном выражении оказался ниже, чем в номинальном. Если рассматривать ситуацию в определенный момент времени, то, например, в 2000 г., по оценкам Е. Моретти, средняя разница в заработных платах между работниками с образованием уровня колледжа (и выше) и работниками с образованием уровня старшей школы составляла 60%, однако в реальном выражении она составляла только около 40%. Таким образом, учет того, что доля выпускников колледжей, которые сталкиваются с высокими ценами, больше, чем доля работников с образованием уровня старшей школы, сокращает отдачу на образование уровня колледжа примерно на 30%. Такое сокращение отдачи соответствует отмеченному выше результату работы Black et al. (2009) для США и оказывается сопоставимым с результатами работ Gorodnichenko and Sabirianova Peter (2005) и Benitez-Silva and Cheidvasser (2007)

[15] На аналогичной логике основана рекомендация Дж. Ангриста и Дж.-С. Пишке не включать индикаторы профессионально-квалификационной группы работников при оценивании отдачи на образование, так как профессия работника (определенная на самом высоком уровне агрегирования профессиональных групп), по их мнению, во многом определяется полученным образованием (см. Angrist and Pishke (2009), p. 47–49).

[16] См. Rice (1999).

[17] Franta and Guzi (2008).

по России. И это неудивительно, так как в российском случае основная информация, которую несут в себе региональные дамми-переменные в уравнении заработной платы, – это региональные уровни цен (см. Ощепков, 2007).

Приведенные выше рассуждения и результаты предшествующих исследований приводят нас к выводу о том, что в российском случае при оценивании отдачи на образование необходимо контролировать регион проживания работника. В противном случае отдача на образование оказывается переоценена. Поэтому более корректной представляется спецификация уравнения заработной платы, включающая набор региональных дамми-переменных $D_j$:

$$LnW_{i,j} = \alpha + \beta \times Education_i + \gamma \times X_i + \sum \alpha_j \times D_j + \varepsilon^2_{i,j}, \quad (2)$$

где $\alpha_j$ – коэффициент при дамми для региона *j*, а все другие обозначения такие же, как в уравнении (1). Оценка $\beta$ в этом случае также рассчитывается по формуле (*), но при этом контролируется тот факт, что более образованные работники в большей степени представлены в регионах с относительно высоким уровнем заработной платы.

### *2.3. Если отдача на образование различается по регионам*

Сложности с оцениванием отдачи на образование в стране с гетерогенными региональными рынками труда не заканчиваются с учетом региональной принадлежности работника. Уравнения (1) и (2) имплицитно предполагают, что коэффициент β одинаков для всех регионов, т.е. что отдача на образование во всех регионах одинакова. Но такая предпосылка вступает в явное противоречие с результатами ряда работ по разным странам[18]. Возникает вопрос: какие последствия для общестрановой оценки имеет тот факт, что в каждом регионе существует свой уровень отдачи (своя β)?

С технической точки зрения, ответ на этот вопрос состоит в том, что метод оценивания (*) по определению не может учесть различия

[18] См.: Birdsall and Behrman (1984) – по Бразилии; Hanushek (1981), Beeson (1991), Black et al. (2009) – по США; Jurajda (2004) – по Чехии; Casado and Lillo (2005) – по Испании; Vieira et al. (2006) – по Португалии; Backman and Bjerke (2009) – по Швеции. Даже в такой небольшой стране, как Панама, к удивлению Heckmann and Holtz (1986), оценки отдачи на образование сильно различаются по регионам.



в региональных β, так как он дает некую общестрановую оценку. Хотелось бы тогда, как минимум, чтобы эта общестрановая оценка β из уравнения (1) или (2) представляла собой средний по регионам коэффициент β, т.е. среднюю региональную отдачу. Однако метод оценивания (*) не дает в результате среднее (или взвешенное среднее) региональных отдач. Точнее сказать, оценка β из уравнения (1) или (2) не является состоятельной оценкой для взвешенного среднего региональных отдач, если эти отдачи неодинаковы. Примером может послужить результат, полученный в работе Birdsall and Behrman (1984). Авторы показывают, что отдача на образование в стране (в Бразилии) в целом составляла около 20,5%, но взвешенная средняя из оценок отдач на образование по шести выделенным регионам составляла лишь 12,7%. Такой результат для отдачи на образование есть частный случай более общего правила: если некоторый параметр различается по подвыборкам, то оценивание общей регрессии не дает состоятельной оценки средней величины этого параметра[19].

Другая техническая проблема заключается в том, что, как аргументируют Black et al. (2009) на примере известной работы Angrist and Krueger (1991), межрегиональная вариация в отдачах на образование создает трудности для применения метода инструментальных переменных при решении проблемы эндогенности образования в уравнении заработной платы.

Учет вышеперечисленных ограничений приводит нас к спецификации (3) уравнения заработной платы, которая дополнительно учитывает региональные различия в отдачах:

$$LnW_{i,j} = \alpha + (\beta + \sum \beta_j \times D_j) \times Education + \gamma \times X_i + \sum \alpha_j \times D_j + \varepsilon^3_{i,j}, \quad (3)$$

где $\beta_j$ – отдача на образование в регионе *j*, а все другие обозначения – такие же, как в уравнении (2).

В нашей работе мы оцениваем не обобщенное уравнение (3), а оцениваем исходное уравнение (1) отдельно по каждому региону, поскольку это делает последующее моделирование региональной вариации коэффициентов $\beta_j$ – отдач на образование – более удобным. Такой подход использовался ранее в двух опубликованных работах

[19] Подробнее см., например: DuMouchel and Duncan (1983) (p. 537); Deaton (1997) (p. 62–63).

по США – Beeson (1991) и Black et al. (2009). Оценивание уравнения заработной платы отдельно по каждому региону обосновано еще и тем, что (это показывают наши оценки) не только параметры $\beta$, но и параметры $\gamma$ значимо различаются по регионам.

Здесь необходимо сделать важное замечание. Если мы переходим от оценивания отдачи на образование в стране в целом к оцениванию отдачи в отдельных регионах, используя уравнение (1), то количество необходимых предположений, которые надо сделать для того, чтобы иметь право интерпретировать оценки $\beta$ в терминах отдачи на образование, увеличивается. Например, надо ввести такую предпосылку, что прямые издержки получения образования (плата за обучение) во всех регионах одинаковы или что во всех регионах студенты во время обучения подрабатывают в равной степени. Маловероятно, что эти условия выполняются на практике. Но даже если это так, то остается принципиальная проблема, связанная с межрегиональной миграцией.

Получив (высшее) профессиональное образование, индивид выбирает место работы и имеет в своем распоряжении несколько опций. Он может остаться в том регионе, где он получал образование, и тогда его отдача на образование для него будет соответствовать отдаче, существующей на рынке труда данного региона. Но он также может переехать работать в другой регион. В этом случае его отдачей на образование будет являться отношение уровня заработной платы, существующего для работников с высшим образованием (если речь идет об отдаче на высшее образование) в регионе прибытия, к уровню заработной платы, существующему для работников со средним уровнем образования в регионе выбытия. Это соотношение может существенно отличаться от того, что наблюдается в первом случае[20]. Таким образом, оценка коэффициента $\beta$ из уравнения (1) для какого-либо региона будет отражать отдачу на образование в этом регионе только в том случае, если индивиды получали образование в том же регионе, где они работают. Очевидно, что такая предпосылка является весьма сильной.

Принимая во внимание отмеченные трудности, мы не интерпретируем оценку $\beta$ из уравнения (1), оцененного для каждого региона, 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[21] относительная заработная плата работников с высшим образованием (относительно заработной платы работников со средним образованием). Тем не менее в тексте работы мы используем термин «отдача на образование», отдавая дань его узнаваемости и распространенности в экономической литературе.

## 3. Описание данных ОЗПП

Оценивание уравнений заработной платы производится в нашей работе на уникальных микроданных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП) за 2005 и 2007 г.[22] Это данные 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 посылают в Росстат статистическую отчетность. В выборку обследования в каждом регионе входят крупные и средние предприятия (численность 15 и более человек) всех видов экономической деятельности, за исключением государственной службы, финансового сектора, рыболовства, сельского и лесного хозяйства. В целом выборка покрывает порядка 80% занятых всех крупных и средних предприятий России охваченных секторов, количество наблюдений составляет

[20] Например, O'Leary and Sloane (2008) для оценки отдачи на степень бакалавра для одного из регионов Великобритании в качестве базовой заработной платы используют заработную плату работников этого региона, не имеющих степени, а в качестве заработной платы работников со степенью используют заработные платы соответствующих работников из других регионов. Подобные вопросы затрагиваются также в работе Taylor and Wright (2005) 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 на ученую степень, полученную в Англии, выше, чем на степень, полученную в самой Шотландии.

[21] Относительная заработная плата является условной, так как оценивается из уравнения заработной платы при условии равенства прочих параметров, входящих в набор объясняющих переменных (X).

[22] Об этом обследовании см.: Статистический бюллетень «Сведения о заработной плате работников организаций по категориям персонала и профессиональным группам работников за октябрь 2009 г.».

около 700 тыс. работников. Среднее количество наблюдений по отдельным регионам составляет примерно 9500 при минимуме около 1500 работников.

Использование таких данных является серьезным преимуществом нашей работы. По всей видимости, основная причина недостатка работ, изучающих отдачу на образование на региональном уровне как в России, так и в других странах, заключается в дефиците необходимых данных. Ведь нужны репрезентативные микроданные, позволяющие оценивать отдачу на образование на уровне отдельных регионов. В России ОНПЗ (российский аналог Labor Force Survey (LFS) других стран) не содержит информацию о заработных платах или доходах, а широко используемые для оценивания общестрановой отдачи на образование микроданные РМЭЗ регионально нерепрезентативны и позволяют проводить внутрирегиональные оценки в лучшем случае на уровне укрупненных регионов – федеральных округов[23]. Микроданные НОБУС являются более подходящими для этих целей, но и они репрезентативны не для всех российских регионов. При этом на данный момент эти данные можно признать устаревшими, так как обследование проводилось только один раз – весной 2003 г.

Используемые данные ОЗПП позволяют выделить шесть уровней образования: высшее и послевузовское, неполное высшее, среднее профессиональное, начальное профессиональное, среднее общее и основное общее и ниже. В работе мы фокусируемся на отдаче на высшее образование, а в качестве базовой группы, относительно которой оценивается отдача, мы принимаем среднее общее образование.

Набор контрольных характеристик (X) включает в себя общий трудовой стаж работы, стаж работы в квадрате, пол, отрасль (на 1-м уровне ОКВЭД), размер предприятия, форму собственности (государственная / негосударственная), количество отработанного времени[24].

[23] Bignebat (2004) на данных РМЭЗ оценивала уравнение заработной платы по двум большим регионам: метрополии (Москва и Санкт-Петербург) и остальные регионы. Результаты работы указывают на то, что структура заработков, в том числе и отдача на образование, в этих выборках различаются. Работа не была опубликована.

[24] Доступна также информация о профессии (занятии) работника, но мы, следуя рекомендации Angrist and Pishke (2009), не включаем ее в наше уравнение.



Описательная статистика по всем используемым переменным представлена в Таблице П1 Приложения 1.

Надо сказать, что даже такие «богатые» данные ОЗПП следует использовать для оценки отдачи на образование с некоторыми оговорками вследствие ограничений выборки. Надо понимать, что используемые данные позволяют оценивать отдачу на образование только для формального сектора экономики. Более того, непредставленность в выборке ряда отраслей экономики 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 может приводить к некорректности оценок. В связи с этим для каждого региона мы проводим дополнительную корректировку полученных оценок региональных отдач на высшее образование. Методология этой корректировки изложена в Приложении 2. Забегая вперед, скажем, что корректировка свидетельствует о том, что включение в выборку пропущенных секторов слабо бы поменяло относительное положение регионов по величине региональной отдачи и практически не сократило бы масштаб различий.

## 4. Оценки отдачи на образование в российских регионах

Оценка уравнения (1) в целом по стране на данных ОЗПП 2007 г. дает коэффициент при высшем образовании, равный 0,632, что соответствует примерно 88% отдачи на высшее образование относительно средней заработной платы работников со средним образованием. Отдача на уровень образования рассчитывалась как $(\exp(\beta)-1)\times 100\%$, где $\beta$ – оценка коэффициента при соответствующем уровне образования. Таким образом, оценки отдачи на высшее образование, получаемые на данных ОЗПП, заметно выше, чем на данных РМЭЗ или НОБУС (подробное сравнение отдач на другие уровни образования представлено в работе Белоконная и др. (2007)), что является достаточно неожиданным, так как ограничения выборки, существующие в ОЗПП, должны приводить к занижению оценок. Это косвенным образом подтверждают наши расчеты на данных РМЭЗ

и НОБУС: наложение ограничений на выборку этих обследований, схожих с ограничением ОЗПП, приводит к понижению оценок.

Однако, на наш взгляд, высокие оценки по ОЗПП являются более близкими к отдачам на образование, существующим в реальности, чем оценки, получаемые на данных РМЭЗ или НОБУС. Дело в том, что, во-первых, данные ОЗПП основаны на обследовании предприятий, которые в части заработной платы являются более точными, чем данные опросов домохозяйств. В частности, здесь не так остро стоит проблема недопредставленности индивидов с высоким уровнем оплаты труда. Во-вторых, данные ОЗПП, являясь региональными по своему дизайну, репрезентируют занятых в формальном секторе в охваченных отраслях в каждом из регионов. Это верно и для тех регионов, которые оказались вообще не охваченными в РМЭЗ или практически не представленными в НОБУС.

Оценивание уравнения (2) показывает, что существует значимая связь между факторами, действующими на уровне регионов, и индивидуальными заработными платами (региональные дамми-переменные оказались совместно значимыми). При этом оценка коэффициента при высшем образовании после включения региональных дамми-переменных уменьшилась с 0,632 до 0,622. Это изменение небольшое, но его направление согласуется с описанными выше результатами работ по России и другим странам. Оценивание уравнения (1) по каждому региону в отдельности позволяет получить региональные оценки отдачи на образование. Их сумма, взвешенная по количеству региональных наблюдений, составляет 0,619. Это свидетельствует о том, что в нашем случае отклонение общестрановой оценки отдачи на образование от средней отдачи на образование не является существенным. Но так как, как мы отмечали выше, в общем случае эти величины расходятся, то разрыв между ними может оказаться значительным при использовании других, менее «богатых» (с меньшим количеством наблюдений и регионально нерепрезентативных) данных.

Обратимся теперь непосредственно к результатам оценивания региональных отдач на высшее образование. Оценки коэффициентов при высшем образовании представлены на Рисунке П.1 в Приложении 1. Точечные оценки представлены в убывающем порядке вместе с 95%-м доверительным интервалом. Масштаб различий впечатляет. Точечные оценки коэффициента при дамми-переменной, отражающей наличие высшего образования, варьируют от 0,92 (в Республике Тыва) до 0,49 (в Самарской области). Рисунок наглядно демонстрирует, что различия являются статистически значимыми, что подтверждается и формальными статистическими тестами.



Как мы отмечали выше, используемые данные не включают в себя ряд отраслей экономики, поэтому получаемые оценки могут быть некорректными. Исходные оценки и оценки, скорректированные на смещение выборки, представлены на Рисунке П2 в Приложении 1. Наиболее сильно корректировка меняет коэффициент для Москвы, увеличивая его на 12%, что, видимо, связано с тем, что в Москве значительно представлен финансовый сектор. Только в четырех регионах (включая Москву) абсолютное значение смещения составляет более 5% от исходного коэффициента. Таким образом, можно заключить, что включение в выборку пропущенных секторов слабо поменяло бы относительное положение регионов по величине региональной отдачи и практически не сократило бы масштаб различий.

В Таблице П2 в Приложении 1 представлены процентные отдачи на различные уровни образования (в % к средней заработной плате работников со средним уровнем образования) в российских регионах. Регионы ранжированы по величине отдачи на высшее образование. По отношению к отдаче в целом по России регионы разделились на две практически равные группы – в 40 регионах отдача на высшее образование оказывается выше, чем в целом по России, а в 39 регионах – ниже. Максимальная отдача на высшее образование наблюдается в регионах Южной Сибири – Республиках Тыва (149,9%) и Алтай (148,5%). В этих регионах она выше среднероссийской примерно на 60 п.п. Минимальная отдача наблюдается в Самарской области, где она ниже среднероссийской более чем на 25 п.п. В свою очередь разрыв в отдачах на высшее образование между Республикой Тыва и Самарской областью составляет почти 80 п.п. (!).

### *4.1. Региональные различия в отдаче на образование в России и в других странах*

Сопоставление масштаба различий в региональных оценках, полученных в нашей работе, с оценками, представленными в других работах по данной теме, дано в Таблице П.3. Sanford (2006) приво-

дит результаты оценки отдачи на степень бакалавра и выше (16 и более лет обучения) по сравнению с аттестатом о среднем образовании (в США — аттестат по окончании старшей школы, 12 лет обучения) по штатам США по данным переписей 1980, 1990 и 2000 гг. Разница между максимальной и минимальной отдачей в любой год составляла менее 40 п.п. Это согласуется с разницей в отдаче на образование по штатам США среди белых мужчин в возрасте 25–34 лет, полученной по данным переписи 1990 г. и представленной в работе Dahl (2002). Black et al. (2009) также приводят результаты оценки отдачи на степень бакалавра по сравнению с аттестатом о среднем образовании, полученные по данным трех переписей, но на уровне 286 городских статистических районов США. Результаты, полученные при использовании спецификации уравнения заработной платы, наиболее близкой к используемой нами (с контролем отрасли, но без контроля занятия работника), показывают, что разница между максимальной и минимальной отдачей составляла примерно 60 п.п. в 2000 г. Таким образом, как и следовало ожидать, оценивание отдачи на образование на более низком уровне агрегирования увеличивает вариацию в отдачах в США, но и в этом случае она остается ниже, чем вариация между российскими регионами.

Jurajda (2004), используя данные Национального обследования работодателей за 2001 г., оценивает отдачу на дополнительный год и на уровни образования по 74 регионам (территориальный уровень NUTS-4 по территориальной классификации ЕС[25]) Чешской Республики. Разница между максимальной и минимальной отдачей на образование уровня колледжа по отношению к старшей школе составляла более 50 п.п. Таким образом, разрыв также оказывается ниже, чем в России.

Менее подходят для сопоставления с результатами нашей работы оценки отдачи на дополнительный год образования. Beeson (1991) показывает, что они менялись от 1,86 до 5,56% по MSA (metropolitan statistical area) в США. Но если сравнить этот разрыв с результатом

[25] 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).



из работы Benitez-Silva and Cheidvasser (2007), то получается, что и в случае отдачи на дополнительный год образования разрыв в России оказывается выше.

### *4.2. Различия в отдаче на образование между группами регионов*

Представленные выше результаты свидетельствуют о наличии сильных различий в отдаче на высшее образование по российским регионам. Однако это не исключает возможности того, что между отдельными регионами отдачи на образование могут быть схожи. Естественно ожидать, что чем более связанными являются региональные рынки труда двух или более регионов, тем в меньшей степени отдачи между ними будут различаться.

Прежде всего, мы можем проверить, в какой степени различается отдача на образование среди регионов, принадлежащих к одному и тому же федеральному округу (ФО). В Таблице П4 в Приложении 1 представлены результаты статистических тестов на равенство отдач на высшее образование среди регионов, входящих в семь российских ФО. Результаты свидетельствуют о том, что внутри ФО, так же, как и внутри страны в целом, отдача на образование не является единой и одинаковой для всех регионов. Для всех ФО нулевая гипотеза о равенстве коэффициентов при образовании отвергается на высоком уровне значимости. Можно лишь отметить, что различия в отдаче среди регионов Южного ФО несколько меньше, чем внутри других ФО.

Однако «связанность» региональных рынков труда может выражаться не только в том, что регионы принадлежат к одному ФО. Связи между регионами, разумеется, могут переходить через границы ФО. Например, если два региона принадлежат к разным ФО, но граничат между собой, то связь между ними может быть достаточно сильной. В общем случае степень «связанности» региональных рынков труда определяется издержками перемещения работников и рабочих мест между ними.

Такие издержки измерить достаточно сложно, но в работах, сталкивающихся с необходимостью их учитывать, стандартной предпосылкой является то, что эти издержки положительно связаны с географическим расстоянием между пунктами перемещения. Очевидно, что важная составляющая издержек перемещения – стоимость пере-

езда на любом виде транспорта напрямую зависит от расстояния. От расстояния также частично зависят информационные издержки. Таким образом, расстояние между регионами может служить некоторой прокси-переменной, отражающей уровень издержек миграции. В настоящей работе в качестве расстояния между регионами мы используем расстояние (в км) между столицами регионов, использованное ранее с той же целью в ряде работ по России[26]. Мы получаем такой результат, что статистическая значимость теста (p-value) на равенство отдачи на высшее образование в двух регионах значимо отрицательно связана с расстоянием между ними. Это говорит о том, что чем ближе два региона расположены друг к другу, тем менее значима разница в отдачах на образование между ними.

### *4.3. География отдач на высшее образование*

Рисунок П3 (см. Приложение 1) представляет отдачи на образование в российских регионах на карте России. В двух российских столицах – Москве и Санкт-Петербурге – отдача на образование ниже, чем в среднем по стране. Это подтверждают результаты двух существующих исследований по России – Bignebat (2004) и Benitez-Silva and Cheidvasser (2007), выполненных на данных РМЭЗ. Относительно низкая отдача на образование наблюдается также и в большинстве регионов Центрального ФО и граничащих с ними регионах Южного ФО. Вместе с тем в регионах Сибири и Дальнего Востока наблюдается более высокая отдача на высшее образование. Особенно она высока в регионах Южной Сибири, что также согласуется с оценками, представленными Benitez-Silva and Cheidvasser (2007). К этим регионам относятся Республика Тыва, Республика Алтай и Алтайский край, занимающие три верхних строчки в Таблице П2, а также Читинская и Иркутская области и Республика Бурятия, где отдача на высшее образование превышает 100% от средней заработной платы работников со средним образованием.

Представленная география отдач на высшее образование позволяет сформулировать два предположения. Во-первых, для объяснения региональной вариации в отдачах может быть полезен подход,

[26] Например, Ощепков (2007), Kholodilin et al. (2009).



существующий в рамках теории компенсирующих различий (см. Beeson (1991) и Black et al. (2009)). Он основан на том, что более квалифицированные работники для проживания в более привлекательных регионах согласятся на большее относительное снижение своей заработной платы, чем менее квалифицированные работники (более подробно этот тезис будет рассмотрен в Разделе 5). Поэтому в более привлекательных для проживания регионах относительная заработная плата квалифицированных работников (т.е. отдача на образование) будет выше. Это достаточно четко согласуется с картиной, существующей 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 в них отдача на образование находится на низком уровне. Действительно, в верхней части Таблицы П2 расположены в основном регионы Урала, Дальнего Востока и Сибири, а в нижней ее части – регионы Центральной и Южной частей России. Первый «южный» регион (Астраханская область) занимает в Таблице 17-е место, а первый регион из Центрального ФО (Тамбовская область) – лишь 30-е место. Но следует отметить, что такое расположение регионов все-таки не является жестким правилом. Например, в Красноярском крае, Амурской, Томской и Магаданской областях отдача на высшее образование несколько ниже, чем в среднем по стране.

Второе предположение состоит в том, что в регионах с высокой долей общественного сектора в занятости существует более высокая отдача на образование. Предположение вызвано тем, что регионы Южной Сибири (Республика Тыва и Алтайский край и др.) с высокой отдачей на высшее образование известны также как регионы с высокой долей занятых в бюджетном секторе[27]. Наличие связи прослеживается визуально на Рисунке П4 в Приложении 1. Поскольку отдача на образование в общественном секторе в России выше, чем в частном[28], то более высокая доля занятых в общественном секторе должна приводить к более высокой отдаче на образование. Более подробно оба предположения мы исследуем в Разделе 5.

[27] См. Gimpelson and Treisman (2002), Гимпельсон и Ощепков (2005).
[28] Например, Гимпельсон и Лукьянова (2007), Аистов (2009).

### *4.4. Динамика различий в отдачах*

В динамике региональных отдач на образование в России возможны две тенденции. Во-первых, их постепенное выравнивание, предсказываемое экономической теорией, т.е. конвергенция регионов по уровню отдачи. Во-вторых, их общее сокращение, независимо от величины межрегиональных различий. В ряде работ, оценивающих отдачу образования в целом по России за различные годы, отмечается, что после заметного роста отдачи в 1990-е годы во второй половине 2000-х годов стало наблюдаться некоторое ее сокращение[29]. В какой мере прослеживаются эти тенденции в региональном разрезе?

Чтобы ответить на этот вопрос, мы сопоставили оценки отдачи на образование по российским регионам за 2005 и 2007 г.[30] Результаты представлены на Рисунке П5 в Приложении 1. Концентрация точек на Рисунке около линии с наклоном в $45^0$ указывает на устойчивость различий. Это подтверждает и высокая положительная корреляция (0,71) между отдачами на высшее образование в 2005 и 2007 г. Можно сказать, что в рассматриваемый период присутствовала слабая тенденция к выравниванию различий. Отрицательная корреляция (–0,35) между уровнем отдач на образование в 2005 г. и разницей в отдачах на образование между 2007 и 2005 г. свидетельствует о наличии слабой β – конвергенции различий в отдачах. Однако вариация различий практически не изменилась, что говорит о том, что σ -конвергенция не наблюдалась[31]. В целом все это указывает на то, что сильная межрегиональная вариация в отдачах на образование не является в российском случае краткосрочным феноменом.

Наши оценки подтверждают тенденцию к сокращению отдачи на образование. В среднем по России за рассматриваемый период 2005–2007 гг. отдача на высшее образование сократилась на 7,5 п.п., или примерно на 7,9% от уровня 2005 г.[32] Рисунок П5 показывает, что сокращение отдачи на высшее образование произошло в большинстве российских регионов. Наиболее резкое сокращение в рассматриваемый период (как в п.п., так и в % от уровня 2005 г.) произошло в Республике Адыгея, Пензенской, Курской и Липецкой областях. Тем не менее в 24 регионах отдача на высшее образование возросла. Наибольший рост произошел в Республиках Северная Осетия, Хакасия, в Сахалинской области, в Республиках Карачаево-Черкесия, Кабардино-Балкария и Коми. Можно заключить, что тенденция к сокращению отдачи на образование наблюдалась далеко не во всех регионах, а в целом ряде регионов наблюдался даже обратный процесс.

## 5. Моделирование межрегиональных различий в отдаче на образование

Результаты, представленные в предыдущем разделе работы, свидетельствуют о том, что в российском случае наблюдаемая действительность и стандартные предпосылки, лежащие в основе оценивания отдачи на образование в целом по стране, плохо согласуются. Межрегиональные различия в величинах отдачи на высшее образование значительны; величина отдача может лежать в интервале от 60 до 150% от средней заработной платы работников со средним образованием. Как можно интерпретировать и (или) объяснить столь значительную вариацию между регионами одной и той же страны? Почему в одних регионах отдача на высшее образование намного выше, чем в других? Эти и другие вопросы мы рассмотрим в данном разделе.

---

[29] См. Капелюшников (2008), Капелюшников и Лукьянова (2009), Лукьянова (2010).

[30] В ОЗПП за 2005 г. отсутствуют данные о размере предприятия, а информация об отрасли доступна только на самом агрегированном уровне ОКВЭД. В связи с этим для достижения полной сопоставимости для обоих лет мы оценивали спецификацию (3) уравнения заработной платы, соответствующую данным 2005 г.

[31] Под конвергенцией понимается процесс сокращения различий в какой-либо характеристике во времени. Выделяют два типа конвергенции – σ-конвергенцию и β-конвергенцию. В случае существования отрицательной корреляции между начальным уровнем характеристики и ее приростом говорят о наличии β-конвергенции. Обычно о наличии этой корреляции принято судить на основе значимости коэффициента наклона (β-коэффициента) при эконометрической оценке уравнения, в котором слева стоит начальный уровень, а справа – прирост характеристики. Под σ-конвергенцией понимается процесс сокращения вариации (стандартного отклонения) либо коэффициента вариации (отношение стандартного отклонения к среднему уровню) различий (σ – устоявшееся обозначение для стандартного отклонения).

[32] Отметим, что, как показывает Таблица П1 в Приложении 1, структура выборки ОЗПП с 2005 по 2007 г. практически не менялась.

### *5.1. Различия в отдаче на образование и компенсирующие различия в оплате труда*

Нам удалось найти лишь две опубликованные работы – Beeson (1991) и Black et al. (2009), выполненные по США, в которых помимо оценивания отдачи на образование по регионам и описания полученных различий они моделируются эксплицитно. Авторы обеих работ предлагают рассматривать эти различия как результат неодинакового действия компенсирующего механизма на работников с разным уровнем образования. Прежде чем рассмотреть этот механизм подробнее, кратко напомним основные положения теории компенсирующих различий в контексте межрегиональных различий в заработной плате.

Теория полагает, что помимо заработной платы в индивидуальные функции полезности работников входят различные характеристики регионов (включая уровень цен). Работник останется трудиться в регионе с относительно худшими условиями проживания, если там ему будет предложена такая компенсация, при которой уровень его полезности окажется не ниже, чем в регионе с лучшими условиями. В этом случае различия в заработной плате между регионами будут иметь компенсирующий характер: более высокая оплата будет компенсировать (в терминах полезности) работникам менее благоприятные условия проживания. Это является одним из проявлений более общего компенсаторного механизма, действующего на рынке труда[33].

Целый ряд работ показывает, что работники действительно получают компенсацию в терминах заработной платы за проживание в регионах с относительно менее благоприятными характеристиками[34]. Однако компенсирующий механизм действует неодинаково на разные группы работников. В результате они могут получать разный уровень компенсации за проживание в одних и тех же условиях, что означает наличие различий в относительной заработной плате между регионами[35]. Почему так может происходить?

[33] См. Rosen (1986).

[34] См., например, Roback (1982), Dumond et al. (1999).

[35] Напомним, что в нашей работе мы интерпретируем отдачу на высшее образование, существующую в регионе, как относительную заработную плату работников с высшим образованием (относительно заработной платы работников со средним образованием). При этом для наших целей не принципиально, что представляет собой β-разницу средних (логарифмов) заработных плат или соотношение заработных плат.



В общем случае можно выделить три причины. Во-первых, могут различаться предпочтения работников. Например, допустим, что индивиды первой группы предпочитают умеренный климат холодному, а у индивидов второй группы нет выраженных предпочтений по поводу климата. Тогда первые согласятся на проживание в регионе с холодным климатом, только если их заработная плата в этом регионе будет выше, чем в регионе с умеренным климатом. Так как индивиды второй группы будут согласны проживать в регионе с холодным климатом без компенсирующей надбавки к заработной плате, то в результате окажется, что в регионе с холодным климатом заработная плата индивидов первой группы будет выше, чем у индивидов второй группы.

Во-вторых, работники могут различаться склонностью платить за благоприятные региональные характеристики. Это может быть связано с различием в предпочтениях, но может объясняться и действием эффекта дохода при одинаковых предпочтениях. Как известно, если доходы у работников первой группы выше, чем у работников второй, то доля расходов на нормальные и люксовые товары у первой группы будет выше, чем у второй. Комфортные условия жизни являются по своей сути нормальным (или люксовым) товаром, поэтому работники первой группы согласятся пожертвовать большей суммой денег за проживание в регионе с благоприятными условиями, в частности с более благоприятным климатом, чем работники второй группы. Отметим, что интегральным индикатором привлекательности региона (не только по климатическим характеристикам) часто выступает уровень цен на жилье. Работники с более высоким уровнем дохода будут согласны платить более высокую цену за аренду или покупку жилья для проживания в привлекательном регионе, чем работники с более низким уровнем доходов.

В-третьих, может различаться мобильность работников. Если индивиды первой группы более мобильны, чем индивиды второй группы, то они смогут выбрать такое соотношение заработная плата–климат (что характеризует регион проживания), при котором они будут получать бóльший уровень компенсации в заработной плате за проживание в регионах с худшим климатом, чем индивиды второй группы.

Если группы работников различаются по уровню образования, то «работают» вторая и третья причины. Чем выше уровень образования работников, тем более они мобильны, при этом уровень доходов у них в среднем выше, чем у работников с более низким уровнем образова-

ния. Поэтому следует ожидать, что работники с высшим образованием будут получать более высокий уровень компенсации в заработной плате за проживание в относительно менее благоприятных условиях. Верно и обратное: они будут согласны на большее сокращение заработной платы и (или) платить бо́льшую цену за жилье ради проживания в более привлекательных регионах. Возможно, что третья причина также «работает» в данном случае, но различия в предпочтениях достаточно сложно уловить эмпирически, поэтому это объяснение практически не используется в исследованиях. Более того, априори нет оснований полагать, что работникам со средним уровнем образования в меньшей степени нравится жить и работать в более комфортных условиях, чем работникам с высшим образованием.

Изложенные выше рассуждения представлены графически на Рисунке 1. Здесь изображены кривые безразличия работников со средним образованием ($U^L$) и высшим образованием ($U^H$) в системе координат заработная плата – региональная привлекательность.

Предположим, что существуют два региона, которые различаются по степени привлекательности проживания, причем регион 1 более привлекателен, чем регион 2 ($a_1 > a_2$). В регионе 2 соотношение заработных плат работников с высшим образованием и со средним образованием равно $W^H_2/W^L_2$. Чтобы работники со средним образованием получали в регионе 1 такую же полезность, как и в регионе 2, они должны получать $W^L_1$, а работники с высшим образованием – $W^H_1$. Другими словами, работники с высшим образованием согласятся на большее сокращение своей заработной платы за проживание в более привлекательном регионе, чем работники со средним уровнем образования. И наоборот, можно сказать, что работники с высшим образованием потребуют бо́льшую компенсацию за проживание в менее привлекательном регионе, чем работники со средним уровнем образования (компенсация для работников с высшим образованием равна $W^H_2 - W^H_1$, а для работников со средним образованием – $W^L_2 - W^L_1$). В результате $W^H_2/W^L_2 > W^H_1/W^L_1$, т.е. отдача на образование в регионе 1 окажется ниже, чем в регионе 2.

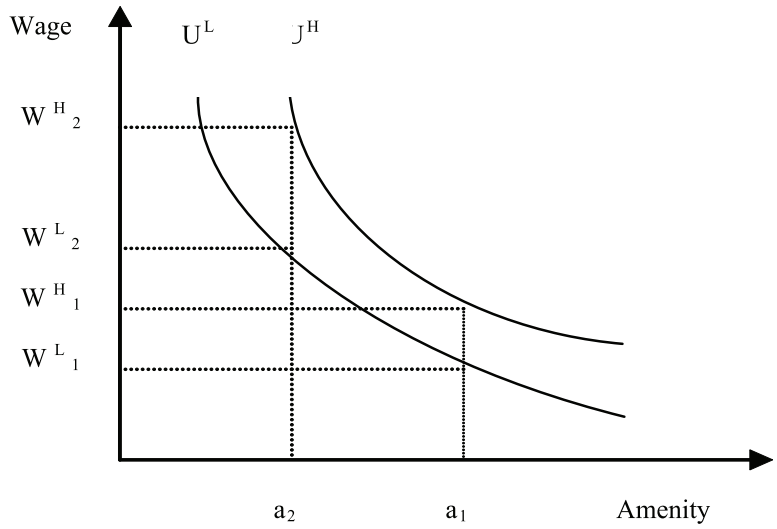



**Рис. 1.** Кривые безразличия работников с высшим и средним уровнем образования

Таким образом, теория компенсирующих различий предсказывает, что региональные отдачи на образование будут связаны с теми характеристиками регионов, за которые более образованные работники и менее образованные работники получают разный уровень компенсации. При этом в более привлекательных для проживания регионах отдача на образование должна быть ниже, чем в менее привлекательных регионах. Именно с этих позиций различия в отдачах моделируются в работах Beeson (1991) и Black et al. (2009). Основное отличие этих работ состоит в том, что Black et al. (2009) предполагают, что все характеристики привлекательности регионов отражены в стоимости жилья и в уравнениях используется только этот показатель в качестве характеристики привлекательности региона. Отметим также, что в работе Beeson (1991) дополнительно контролируется структура спроса (через отраслевую структуру экономики), а в работе Black et al. (2009) контролируется действие агломерационных эффектов (через соотношение числа работников с бакалаврским образованием к числу работников с образованием высшей школы)[36].

[36] Как известно, в США более образованные работники концентрируются в городах с более высоким уровнем цен, поэтому между двумя этими переменными существует положительная связь (см., например, Moretti, 2008). Поэтому исключение относительного количества работников со степенью бакалавра из уравнений регрессии будет приводить к тому, что отрицательный знак коэффициента при цене на жилье уменьшится по модулю и, возможно, данный коэффициент даже потеряет свою значимость. К сожалению, такая возможность в работе Black et al. (2009) не обсуждается.

### *5.2. Компенсирующие различия в заработной плате в России*

Компенсирующий характер различий в оплате труда между российскими регионами документирован в ряде работ. М. Бергер с соавторами (Berger et al., 2003, 2008) на данных РМЭЗ пытались получить денежные оценки для ряда неденежных характеристик городов и на их основе построить оценки уровней качества жизни. В рамках этого подхода они проверяли гипотезу о том, что различные условия проживания в городах компенсируются в терминах заработной платы. В уравнение заработной платы включались семь характеристик на уровне городов (загрязненность воздуха и воды, число стационарных телефонов на душу населения, количество врачей на душу населения, среднее время поездки между домом и работой, уровень преступности и дамми-индикатор для столиц регионов) и четыре характеристики на уровне регионов (количество дней в году с температурой воздуха ниже 0, количество осадков, уровень заболеваемости и индекс конфликтности в регионе). Коэффициенты при всех характеристиках оказались совместно значимы, при этом большинство из них оказались значимы по отдельности, а их знаки находились в соответствии с предсказаниями теории компенсирующих различий. В работе С. Бинеба (Bignebat, 2005), также выполненной на данных РМЭЗ, было показано, что предсказанное теорией компенсирующих различий влияние на заработную плату оказывают уровень цен, уровень преступности, уровень загрязненности воздуха, обеспеченность больничными койками и асфальтированными дорогами. Ощепков (2007), используя данные НОБУС, приходит к выводу, что значимое и совпадающее с предсказаниями теории компенсирующих различий влияние на индивидуальные заработные платы оказывают такие региональные характеристики, как региональный уровень цен, ожидаемый уровень продолжительности жизни, средняя температура января, уровень преступности, уровень загрязненности воздуха, уровень обеспеченности медицинским персоналом, уровень телефонизации и уровень региональной безработицы. Выполненная автором декомпозиция межрегиональной вариации в заработной плате показала, что примерно две трети этой вариации могут быть объяснены действием компенсирующего механизма. Последующая работа – Ощепков (2009), внося некоторые усовершенствования в методологию, подтвердила полученные выводы.



Таким образом, есть основания полагать, что компенсирующий механизм действует в российском случае. Но действует ли он неодинаково на разные группы работников? В работах (Ощепков (2007, 2009)) уравнение заработной платы с включением региональных характеристик оценивалось по подгруппам работников с различным уровнем мобильности. Как оказалось, более мобильные работники получают меньший уровень компенсации за более высокую стоимость жизни, подобный результат был получен ранее по США[37] и в одной неопубликованной работе по России[38]. Вместе с тем более мобильные работники получают больший уровень компенсации по ряду неденежных характеристик. Наибольший разрыв в уровнях компенсации существует для такой характеристики, как ожидаемая продолжительность жизни в регионе.

Оценивание уравнения заработной платы отдельно для работников с высшим и средним уровнем образования показало, что все оценки коэффициентов при региональных характеристиках имели одинаковый знак и схожую величину для этих групп работников, за исключением двух из них: ожидаемой продолжительности жизни и уровня безработицы. Коэффициент при ожидаемой продолжительности жизни у работников с высшим образованием оказался примерно на 25% выше (по модулю), чем у работников со средним образованием, а коэффициент при региональной безработице оказался значимым на высоком уровне для работников с высшим образованием, но незначимым для работников со средним образованием (Ощепков, 2009).

Таким образом, есть основания предполагать, что в российском случае компенсирующий механизм действует неодинаково на работников с высшим образованием и работников со средним образованием. По всей видимости, причина состоит в большей мобильности работников с высшим образованием, но может действовать и эффект дохода. Предшествующие исследования указывают на две региональные характеристики, которые могут быть значимо связаны с отдачами на высшее образование – это ожидаемая продолжительность жизни и уровень безработицы. Нельзя исключать, что набор таких характеристик шире, но логично начать эмпирический анализ именно с них.

---

[37] См. Dumond et al. (1999).
[38] Лукьянова (2007).

### *5.3. Моделирование межрегиональных различий в отдаче на образование в России*

Результаты эконометрического оценивания связи между отдачами на образование и предложенными характеристиками регионов представлены в Таблице 1[39]. Первые две колонки представляют результаты оценивания для 2005 и 2007 гг., а третья колонка – для обоих лет вместе. Как на годовых кросс-секциях, так и на пуле данных связь отдачи на образование с ожидаемой продолжительностью жизни в регионе – отрицательная, а связь с региональной безработицей – положительная, что полностью согласуется с нашими ожиданиями.

*Таблица 1.* Связь между отдачами на высшее образование и характеристиками регионов, 2005–2007 гг.

| | 2005 | 2007 | 2005+2007 | 2005+2007 | 2005+2007 |
|---|---|---|---|---|---|
| Зависимая переменная: отдача на высшее образование в регионе (лог оценки β) | 1(OLS) | 2(OLS) | 3(OLS) | 4(OLS) | 5(OLS) |
| Ожидаемая продолжительность жизни (лог) | –0,842** | –1,334*** | –1,044*** | –0,989*** | –1,011*** |
| Уровень безработицы (лог) | 0,010** | 0,129*** | 0,114*** | | |
| Уровень безработицы ВО (лог) | | | | –0,014 | –0,017 |
| Уровень безработицы СО (лог) | | | | 0,138*** | 0,147*** |
| Контроль шока: изменение (лог) уровня безработицы ВО | | | | | –0,002 |
| Контроль шока: изменение (лог) уровня безработицы СО | | | | | –0,077 |
| Дамми 2007 г. | | | 0,031 | 0,021 | 0,021 |
| Константа | 2,891** | 4,923*** | 3,699*** | 3,403*** | 3,477*** |
| R2 | 0,207 | 0,393 | 0,298 | 0,333 | 0,343 |
| N | 79 | 79 | 158 | 158 | 158 |

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

[39] Все характеристики регионов, используемые в нашей работе для объяснения региональной вариации в отдачах на образование, были взяты из публикаций Росстата, а уровни безработицы по образовательным группам рассчитаны по данным ОНПЗ.



Однако положительная связь между отдачей на образование в регионе и уровнем региональной безработицы противоречит результатам ряда зарубежных исследований, показывающих наличие отрицательной связи[40]. Данное противоречие разрешается, если рассматривать безработицу отдельно для лиц с различным уровнем образования. Колонка 4 Таблицы 1 показывает, что если вместо агрегированной безработицы использовать специфические уровни безработицы для работников с высшим образованием и для работников со средним образованием, то положительная связь сохраняется только с безработицей для работников со средним образованием. Интерпретация этой связи прямолинейна: большее невостребованное предложение труда работников со средним образованием понижает их заработную плату, увеличивая отставание в оплате труда от работников с высшим уровнем образования. В свою очередь связь между отдачами и безработицей среди лиц с высшим образованием имеет верный отрицательный знак, хотя оказывается незначимой.

Таким образом, положительная связь на региональном уровне между уровнем общей безработицы и отдачей на образование есть результат того, что межрегиональные различия в уровнях общей безработицы во многом вызваны различиями в безработице относительно менее образованных работников[41]. Тем самым мы уточняем результат, полученный нами ранее: значимое положительное влияние уровня общей безработицы на заработные платы работников с высшим образованием следует интерпретировать не как наличие компенсации в заработной плате за более высокий уровень безработицы в регионе, а как выигрыш в относительной заработной плате.

Важным элементом эмпирического исследования действия компенсирующего механизма является контроль воздействия шоков на заработные платы работников[42]. В тех случаях, когда региональные «всплески» заработной платы не контролируются, отрицательная корреляция между степенью «благоприятности» регионов и уровня-

[40] См. Ammermueller et al. (2009).

[41] Например, в Испании масштаб и устойчивость межрегиональных различий в общей безработице во многом вызваны безработицей среди низкоквалифированных работников (см. Mauro and Spilimbergo (1999)). Наши дополнительные расчеты показывают, что это верно и для России (в целях экономии места они не приводятся).

[42] См. Greenwood et al. (1991a).

ми заработной платы в них может так и остаться невыявленной. Например, если в регионе с относительно неблагоприятными условиями проживания произошел отрицательный шок, то связь между региональными характеристиками и отдачей на образование будет ненаблюдаема.

К сожалению, в работах Beeson (1991) и Black et al. (2009) не предпринималось попыток контролировать действие шоков. В нашей работе мы контролируем их действие с помощью изменений в уровнях региональной безработицы, которые представляют собой результирующую изменений спроса и предложения в регионе. Оценки, представленные в колонке 5 Таблицы 1, показывают, что шоки не оказывали действие на региональные отдачи, поэтому далее мы полагаем, что наши оценки не являются смещенными вследствие действия региональных шоков.

В региональных исследованиях при интерпретации результатов всегда необходимо помнить, что вследствие значительной гетерогенности регионов оценки часто оказываются весьма чувствительными к исключению некоторых «выдающихся» регионов. Результаты проверки устойчивости (робастности) нашей спецификации представлены в колонках 6–9 Таблицы 2.

*Таблица 2.* Анализ робастности связи между отдачами на высшее образование и характеристиками регионов

| **Зависимая переменная: отдача на высшее образование в регионе (лог оценки β)** | **6(OLS)** | **7(Median)** | **8(Jacknife)** | **9(RE)** |
|---|---|---|---|---|
| Ожидаемая продолжительность жизни (лог) | –1,066*** | –0,478** | –0,989*** | –0,806*** |
| Уровень безработицы ВО (лог) | –0,005 | –0,018 | –0,014 | 0,010 |
| Уровень безработицы СО (лог) | 0,133*** | 0,170*** | 0,138*** | 0,107*** |
| Дамми 2007 г. | 0,026 | –0,008 | 0,021 | 0,014 |
| Константа | 3,724*** | 1,21 | 3,403*** | 2,684** |
| R2, pseudo R2 или X2 | 0,293 | 0,192 | 0,333 | 48,75 |
| N | 154 | 158 | 158 | 158 |

*Примечание*: ***– значимость на 1%-м уровне; ** – значимость на 5%-м уровне; * – значимость на 10%-м уровне. В колонке 6 стандартные ошибки рассчитаны по методу Huber – White.



В колонке 6 представлены результаты оценивания по выборке с исключением городов Москвы и Санкт-Петербурга. В колонке 7 представлены результаты оценивания медианной (квантильной) регрессии. В колонке 8 представлены оценки, стандартные ошибки для которых были рассчитаны на основе метода «jacknife»[43]. При всех этих манипуляциях практически все коэффициенты сохранили свою значимость.

Наконец, возможно, что наши результаты вызваны действием некоторых ненаблюдаемых региональных факторов. Исследуемые переменные имеют слабую вариацию во времени, однако все же можно учесть ненаблюдаемую гетерогенность в рамках модели со случайными эффектами. Колонка 9 представляет результаты оценки этой модели. Все коэффициенты сохранили свои знаки и значимость.

Далее мы представляем результаты проверки наличия связи между отдачами на образование и некоторыми характеристиками регионов, которые не имеют прямого отношения к теории компенсирующих различий. Связь между ними и региональными отдачами, хотя и не всегда обоснованная формальной теорией, представляет собственный исследовательский интерес. Кроме того, это является дополнительной проверкой устойчивости полученных ранее результатов.

Первая характеристика – это относительное количество работников с высшим образованием (соотношение числа работников с высшим и средним образованием в регионе). Переменная представляет собой относительный «запас» образованных работников в регионе, и она использовалась ранее в работе для проверки наличия агломерационных эффектов (Black et al., 2009). Вторая характеристика – это уровень экономического развития региона, традиционно измеряемый уровнем регионального ВВП на душу населения. Проверка этой связи мотивирована межстра-

[43] Данный метод состоит из двух шагов. На первом шаге искомый параметр (коэффициент) оценивается отдельно для каждой подвыборки размера $N$–1, исключающей одно из наблюдений. На втором шаге на основе полученного набора оценок параметра рассчитывается стандартная ошибка этого параметра без каких-либо предположений о виде его распределения (напомним, что при обычном оценивании стандартные ошибки коэффициентов рассчитываются из предположения, что оценки МНК имеют нормальное распределение).

новыми сопоставлениями уровней отдачи на образование, указывающих на обратную связь между отдачей на образование и уровнем экономического развития страны[44]. Третья характеристика – это доля занятых в общественном секторе экономики. Выполненный ранее дескриптивный анализ показал, что в регионах-лидерах по уровню отдачи на высшее образование высока доля занятых в общественном секторе экономики. Отметим, что положительная связь между премией на образование и долей занятых в общественном секторе обнаруживается в Китае (см. Owen and Yu (2003)).

В Таблице 3 представлены результаты проверки наличия связи между отдачами на образование и описанными выше переменными. Колонка 10 показывает, что связь между относительным количеством работников с высшим образованием и отдачей на высшее образование отрицательна и незначима. Отрицательная связь указывает на то, что различия в отдаче на образование между регионами вызваны различиями в положении кривых относительного предложения, а не кривых относительного спроса[45]. Доминирование предложения вполне ожидаемо на фоне мощного роста абсолютного и относительного выпуска вузов, наблюдавшегося в России. Важно отметить, что рост уровня образованности рабочей силы характерен в последнее десятилетие и для многих экономически развитых стран, в том числе для США, но здесь связь между относительной заработной платой и количеством квалифицированных работников является положительной (Black et al., 2009). Таким образом, отрицательная связь относительной заработной платы и относительного количества работников с высшим образованием, видимо, свидетельствует о том, что спрос не успевает абсорбировать предложение[46].

[44] См. Psacharopulos and Patrinos (2004).

[45] Можно представить себе экстремальный случай, когда положение кривых относительного спроса в регионах одинаково, а различается только положение кривых относительного предложения. В этом случае связь между относительным количеством и относительной заработной платой работников с высшим образованием будет строго отрицательной, а «сила» этой связи будет совпадать с наклоном кривой относительного спроса.

[46] Такой вывод согласуется с тем, что в России работники с высшим образованием часто занимают рабочие места, не требующие высшего образования. См.: Гимпельсон и др. (2009).



*Таблица 3.* Отдача на высшее образование и другие характеристики регионов

| **Зависимая переменная: отдача на высшее образование в регионе (лог оценки β)** | **10 (OLS)** | **11 (OLS)** | **12 (OLS)** | **13 (OLS)** |
|---|---|---|---|---|
| Ожидаемая продолжительность жизни (лог) | –0,914*** | –0,985*** | –0,822*** | –0,679*** |
| Уровень безработицы ВО (лог) | –0,019 | –0,012 | –0,019 | –0,018 |
| Уровень безработицы СО (лог) | 0,139*** | 0,138*** | 0,111*** | 0,110*** |
| Дамми 2007 г. | 0,022 | 0,02 | –0,001 | –0,005 |
| Количество ВО/СО (лог) | –0,035 | | | –0,047 |
| ВРП на душу (лог) | | 0,005 | | 0,019 |
| Доля занятых в общественном секторе (лог) | | | 0,107* | 0,124** |
| Константа | 3,094*** | 3,324*** | 2,439** | 1,573 |
| R2 | 0,340 | 0,334 | 0,348 | 0,360 |
| N | 158 | 158 | 158 | 158 |

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

Колонка 11 Таблицы 3 показывает, что в российских условиях значимая связь между уровнем экономического развития региона и отдачей на образование отсутствует. Колонка 12 подтверждает наше предположение о том, что чем выше доля занятых в общественном секторе в регионе, тем выше отдача на образование. Наконец, в колонке 13 представлены результаты оценивания спецификации, одновременно включающей все рассматриваемые региональные характеристики. Знаки и значимость коэффициентов при всех переменных остаются без изменений.

## 6. Заключение

Оценивание отдачи на образование является темой сотен работ по всему миру, но в подавляющем большинстве из них оценивается единый общестрановой уровень отдачи на образование. Наша работа принадлежит к относительно небольшому, но растущему числу исследований, показывающих, что в действительности отдача на образование сильно различается по регионам внутри стран. Оценивая

уравнение заработной платы минцеровского типа на данных Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП), мы впервые получаем оценки отдачи на различные уровни образования для всех регионов–субъектов Российской Федерации. Результаты свидетельствуют, что отдача на высшее образование чрезвычайно сильно варьирует по российским регионам. По состоянию на 2007 г. разница между максимальным и минимальным уровнем отдачи на высшее образование (базовым уровнем выступает среднее общее образование) достигала 90 п.п. при общестрановом уровне отдачи примерно 85%. Диапазон оценок оказывается в России заметно шире, чем в странах, для которых похожие оценки доступны. Важно отметить, что хотя за рассматриваемый в работе 2-летний интервал, с 2005 по 2007 г., наблюдалось некоторое выравнивание региональных различий в отдачах, относительное положение регионов и общий масштаб различий поменялись достаточно слабо. Это свидетельствует о том, что выявленный феномен не является краткосрочным.

Такие результаты говорят о том, что ставшее уже стандартным оценивание отдачи на образование на уровне страны в целом представляет собой сильное упрощение в российском случае. На фоне сильной межрегиональной вариации общестрановой уровень отдачи на образование выглядит малоинформативным при международных сопоставлениях, так как оказывается, что в одних регионах уровень отдачи на образование вполне соответствует уровню развивающихся стран, а в других регионах сопоставим с уровнем, существующим в развитых странах. Здесь следует добавить, что стандартная общестрановая оценка отдачи на образование (получаемая из оценивания единого для всех регионов уравнения заработной платы) в общем случае не представляет собой среднее из всех региональных отдач и может сильно от него отличаться. В таких условиях ответ на вопрос, каков же уровень отдачи на образование в стране, перестает быть тривиальным, и, видимо, сама формулировка вопроса является не совсем корректной.

Когда отдача на образование сильно различается по регионам, становится более очевидным и другое ограничение общестрановой оценки отдачи на образование. Сложно ожидать, что она будет связана с решением об инвестировании в получение или продолжение образования, так как это решение принимается под воздействием внешней среды на региональном или локальном уровне. Высокий



уровень отдачи на образование в стране в целом не свидетельствует о том, что производить инвестиции в образование одинаково выгодно во всех регионах. (В экстремальном случае в регионах с относительно низким уровнем отдачи на образование инвестиции в образование могут оказаться менее выгодными, чем финансовые инвестиции.) Более того, не только сам общестрановой уровень отдачи на образование, но и его динамика могут не отражать адекватно региональные тенденции. Например, в данной работе мы показываем, что тенденция к сокращению отдачи на образование, наблюдаемая на общестрановом уровне несколько последних лет, присутствует далеко не во всех регионах, а почти в трети из них наблюдался даже некоторый рост уровня отдачи.

Итак, отдача на образование различается по регионам, и этот факт указывает на серьезную ограниченность и условность общестрановой оценки отдачи на образование, получаемой в большинстве исследований, оценивающих отдачу на образование. Но являются ли эти различия чем-то большим, чем чисто механический результат оценивания уравнения заработной платы отдельно по каждому региону? Какие экономические и (или) социальные процессы лежат в основе того, что рамках одной страны в одних регионах отдача на образование заметно выше, чем в других?

Эти вопросы на данный момент практически не изучены в экономической литературе, нам известны лишь две опубликованные работы, в которых была предпринята попытка ответить на них, – это Beeson (1991) и Black et al. (2009). В обеих работах (выполненных по США) региональные различия в отдаче на образование моделируются как результат действия компенсирующего механизма, который оказывает неодинаковое влияние на работников с разным уровнем образования. В нашей работе мы показываем, что это объяснение оказывается применимо в российском случае.

Как было установлено ранее в ряде предшествующих исследований, межрегиональные различия в заработной плате в России носят преимущественно компенсирующий характер: более высокий уровень заработных плат призван компенсировать более высокие издержки проживания и менее благоприятные неденежные условия проживания. При этом по ряду региональных характеристик более образованные работники (работники с высшим образованием) получают более высокий уровень компенсации, чем менее образован-

ные работники (работники со средним образованием)[47]. В данной работе мы показываем, что именно эти региональные характеристики оказываются значимо коррелированными с региональными отдачами на высшее образование. Ключевой такой характеристикой является ожидаемая продолжительность жизни в регионе. Это интегральная характеристика, отражающая совместное влияние множества наблюдаемых и ненаблюдаемых благоприятных и неблагоприятных региональных факторов. Наш центральный результат, устойчивый к различным спецификациям и методам оценивания, состоит в том, в регионах с более высокой ожидаемой продолжительностью жизни наблюдается более низкий уровень отдачи на высшее образование.

Предложенное объяснение межрегиональным различиям в отдаче на образование, безусловно, не является исчерпывающим. С технической точки зрения оно позволяет объяснить лишь около трети вариаций, что, впрочем, не так уж и мало, если учесть, что структурные факторы (в том числе отраслевая структура занятости регионов) были учтены на этапе оценивания отдач. В поисках дополнительных факторов различий мы обнаруживаем значимую положительную связь между отдачей на высшее образование и долей занятых в общественном секторе экономики. Это вполне согласуется с тем, что в России уровень отдачи на высшее образование в общественном секторе выше, чем в частном (при том, что *уровень оплаты* труда в общественном секторе ниже)[48]. Высокий уровень отдачи на высшее образование в регионах с большим присутствием государства на рынке труда напоминает ситуацию, наблюдающуюся в ряде развивающихся стран[49].

В общем уровень отдачи на образование может выступать индикатором того, в какой мере повышение уровня образованности населения способно сгладить неравенство в оплате труда и (или) в доходах. В отношении стран с высоким уровнем отдачи на образование стандартной рекомендацией в целях сокращения неравенства является увеличение доступности образования. Такая рекомендация, на наш взгляд, вполне может быть перенесена с уровня отдельных стран на уровень регионов внутри стран. В регионах с высокой отдачей на образование меры, направленные на рост доступности образования, должны благоприятно сказываться на внутрирегиональном неравенстве. Однако в российском случае следует ожидать, что потенциальный эффект этих мер будет достаточно ограниченным, так как образование имеет сравнительно небольшой вклад в общее неравенство в оплате труда, и при этом отдача на образование высока в регионах с относительно невысоким уровнем неравенства.

---

[47] В общем наличие компенсации в заработной плате за работу в регионах с относительно неблагоприятными условиями свидетельствует о существовании факторов, позволяющих работодателям эту компенсацию выплачивать. Если же работники с высшим образованием получают в таких регионах более высокий уровень компенсации, чем работники со средним образованием, то это указывает на то, что в этих регионах более образованные работники являются более производительными, чем в регионах с относительно благоприятными характеристиками.

[48] Высокая отдача на образование возникает в общественном секторе за счет разрыва в оплате труда между профессиональным и вспомогательным персоналом (например, между учителями и техническим персоналом школ).

[49] См. Gelb, Knight and Sabot (1992), Assad (1994), Owen and Yu (2003).

## Литература


1. *Аистов А.* О фильтрующей роли образования в России // Экономический журнал ВШЭ. Т. 13. 2009. № 3. С. 452–481.
2. *Гимпельсон В.*, *Капелюшников Р.*, *Карабчук Т.*, *Рыжикова З.*, *Биляк Т.* Выбор профессии: чему учились и где пригодились? // Экономический журнал ВШЭ. Т. 13. 2009. № 2. С. 172–217.
3. *Гимпельсон В.*, *Лукьянова А.* Заработная плата бюджетников: «премия» или «штраф»?» // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. Гл. 4.
4. *Гимпельсон В.*, *Ощепков А.* Занятость в российском образовании // Вопросы образования. 2005. № 4. С. 81–105.
5. *Денисова И.*, *Карцева М.* Отдача на уровни, типы и качество образования // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. Гл. 7.
6. *Капелюшников Р.* Записки об отечественном человеческом капитале: Препринт WP3/2008/01. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008.
7. *Капелюшников Р.*, *Лукьянова А.* Трансформация человеческого капитала в российском обществе: Аналитический отчет. М., 2009.
8. *Клячко Т.* Российское образование в поисках ответа на новые вызовы // Демоскоп Weekly. 2009. С. 375–376.
9. *Лукьянова А.* Кривая заработной платы: взаимосвязь безработицы и заработной платы на региональных рынках труда (в печати).
10. *Лукьянова А.* Отдача от образования: что показывает метаанализ: Препринт WP3/2010/03. М.: Изд. дом Гос. ун-та – Высшей школы экономики, 2010.
11. *Ощепков А.* Межрегиональная дифференциация в заработной плате // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Гимпельсона, Р. Капелюшникова. М.: ИД ГУ ВШЭ, 2007. Гл. 6.
12. *Ощепков А.* Факторы межрегиональных различий в заработной плате в России: Дис. на соиск. науч. степ. к.э.н. ГУ ВШЭ, 2009.
13. *Полищук Л.*, *Ливни Э.* Качество высшего образования в России: роль конкуренции и рынка труда // Вопросы образования. 2005. № 1. С. 70–86.
14. Сведения о заработной плате работников организаций по категориям персонала и профессиональным группам работников за октябрь 2009 г. Статистический бюллетень. Федеральная служба государственной статистики (Росстат).
15. *Ammermueller A.*, *Kuckulenz A.*, *Zwick T.* Aggregate unemployment decreases individual returns to education // Economics of Education Review. Vol. 28. 2009. No. 2. P. 217–226.
16. *Andrienko Y.*, *Guriev S.* Determinants of Interregional Mobility in Russia. Evidence from Panel Data // Economics of Transition. Vol. 12. 2004. No. 1. P. 1–27.
17. *Angrist J.*, *Krueger A.* Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? // Quarterly Journal of Economics. Vol. 106. 1991. No. 4. P. 979–1014.
18. *Angrist J., Pishke J.-S.* The Most Harmless Econometrics. Princeton University Press, 2009.
19. *Asaad R.* The Effects of Public Sector Hiring and Compensation Policies on the Egyptian Labor Market // The World Bank Economic Review. Vol. 11. 1997. No. 1. P. 85–118.
20. *Backman M.*, *Bjerke L.* Returns to Higher Education – a regional perspective // CESIS Electronic Working Paper. 2009. No. 171.
21. *Beeson P.* Amenities and regional differences in returns to worker characteristics // Journal of Urban Economics. Vol. 31. 1991. No. 2. P. 224–241.
22. *Bellante D.* The North-South Differential and the Migration of Heterogeneous Labor // American Economic Review. Vol. 69. No. 1. P. 166–175.
23. *Benitez-Silva H.*, *Cheidvasser S.* The Educated Russian's Curse: Returns to Education in the Russian Federation during the 1990s // Labour. Vol. 21. 2007. No. 1. P. 1–41.
24. *Berger M.*, *Blomquist G.*, *Sabirianova-Peter K.* Compensating Differentials in Emerging Labor and Housing Market: Estimates of Quality of Life in Russian Cities // IZA DP. 2003. No. 900.
25. *Berger M.*, *Blomquist G., Sabirianova-Peter K.* Compensating differentials in emerging labor and housing markets: Estimates of quality of life in Russian cities // Journal of Urban Economics. Vol. 63. 2008. P. 25–55.
26. *Bignebat C.* Why are Wages So High in Siberia. Paper presented at the joint conference of BOFIT and CEFIR. Moscow, 2005.
27. *Birdsall N.*, *Behrman J.* Does Geographical Aggregation Causes Overestimates of the Returns to Schooling? // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. Vol. 46. 1984. No. 1. P. 55–72.

28. *Black D.*, *Kolesnikova N.*, *Taylor L.* Earnings Functions When Wages and Prices Vary by Location // Journal of Labor Economics. Vol. 27. 2009. No. 1. P. 21–47.

29. *Bignebat C.* Spatial dispersion of wages in Russia: Unequal rewards to human capital in transition. Unpublished manuscript, 2004.

30. *Card D.* The Causal Effect of Education on Earnings // In Handbook of Labor Economics. Vol. 3A / O. Ashenfelter, D. Card (eds.) Amsterdam: North Holland, 1999.

31. *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. September 2005.

32. *Chiswick B.* Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function. Policy Research Working Paper 1790. Woldbank, 1997.

33. *Dahl G.* Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets // Econometrica. Vol. 70. 2002. No. 6. P. 2367–2420.

34. *Deaton A.* The Analysis of Households Surveys. The World Bank. Johns Hopkins University Press, 1997.

35. *Dickie M.*, *Gerking S.* Interregional Wage Differentials: An Equilibrium Perspective // Journal of Regional Science. Vol. 27. 1987. No. 4. P. 571–585.

36. *Donovan S.*, *Swinnerton K.* Adult returns to schooling and children's school enrollment: theory and evidence from South Africa / S. Polachek, K. Tatsiramos (eds.). Child Labor and the Transition between School and Work (Research in Labor Economics. Vol. 31). 2010. P. 297–319.

37. *Dumond J.*, *Hirsch B.*, *Macpherson D.* Wage Differentials Across Labor Markets and Workers: Does Cost of Living Matter? // Economic Inquiry. Vol. 37. 1999. No. 4. P. 577–598.

38. *DuMouchel W.*, *Duncan G.* Using Sample Survey Weights in Multiple Regression Analyses of Stratified Samples // Journal of The American Statistical Association. Vol. 78. 1983. No. 73. P. 535–543.

39. *Farber S.* and *Newman R.* Accounting for South/Non-South Real Wage Differentials and for Changes in Those Differentials over Time // The Review of Economics and Statistics. Vol. 69. 1987. No. 2. P. 215–223.

40. *Farber S.* and *Newman R.* Regional Wage Differentials and the Spatial Convergence of Worker Characteristic Prices // The Review of Economics and Statistics. Vol. 71. 1989. No. 2. P. 224–231.



41. *Flabbi L.*, *Pasternostro S.*, *Tiongson E.* Returns to Education in the economic transition: A systematic assessment using comparable data // Economics of Education Review. Vol. 27. 2008. No. 6. P. 724–740.

42. *Franta M.*, *Guzi M.* Unequal Access to Higher Education in the Czech Republic: The Role of Spatial Distribution of Universities // CERGE-EI WP. 2008. No. 350.

43. *Gelb A.*, *Knight J.*, *Sabot R.* Public Sector Employment, Rent Seeking and Economic Growth // The Economic Journal. Vol. 101. 1992. No. 408. P. 1186–1199.

44. *Gimpelson V.*, *Treisman D.* Fiscal Games and Public Employment: A Theory with Evidence from Russia // World Politics. Vol. 54. 2002. No. 2. P. 145–183.

45. *Gorodnichenko Y.*, *Sabirianova Peter K.* Returns to schooling in Russia and Ukraine: A semiparametric approach to cross-country comparative analysis // Journal of Comparative Economics. Vol. 33. 2005. No. 2. P. 324–350.

46. *Greenwood M.*, *Hunt G.*, *Rickman D.*, *Treyz G.* Migration, Regional Equilibrium, and the Estimation of Compensating Differentials // The American Economic Review. Vol. 81. 1991. No. 5. P. 1382–1390.

47. *Hanushek E.* Regional Differences in the Structure of Earnings // The Review of Economics and Statistics. Vol. 55. 1973. P. 204–213.

48. *Hanushek E.* Alternative Models of Earning Determination and Labor Market Structure // Journal of Human Resources. Vol. 16. 1981. No. 2. P. 238–259.

49. *Heckman J.*, *Holtz J.* An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamanian Males. Evaluating the Sources of Inequality // Journal of Human Resources. Vol. 21. 1986. No. 4. P. 507–542.

50. *Heckman J.*, *Lochner L.* and *Todd P.* Fifty years of Mincer Earnings Regressions // IZA DP. 2003. No. 775.

51. *Jaeger D.*, *Marianne P.* Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education // Review of Economics and Statistics. Vol. 78. 1996. No. 4. P. 733–740.

52. *Jurajda S.* Are There Increasing Returns to Local Concentration of Skills? Evidence on Wages and Returns to Education in Transition. Unpublished manuscript, 2004.

53. *Kingdon G.*, *Theopold N.* Do returns to education matter to schooling participation? Evidence from India // Education Economics. Vol. 16. 2008. No. 4. P. 329–350.

54. *Krumm R.* Regional Wage Differentials, Labor Supply Responses, and Race // Journal of Regional Science. Vol. 24. 1984. No. 3. P. 431–442.

55. *Mauro P.*, *Spilimbergo A.* How Do the Skilled and the Unskilled Respond to regional Shocks? The Case of Spain // IMF Staff Papers. Vol. 46. 1999. No. 1.

56. *Mincer J.* Schooling, Experience, and Earnings. N. Y.: NBER Press, 1974.

57. *Moretti E.* Human Capital Externalities in Cities // NBER WP. 2003. No. 9641.

58. *Moretti E.* Real Wage Inequality // IZA DP. 2008. No. 3706.

59. *O'Leary N.*, *Sloane P.* Rates of Return to Degrees across British Regions // Regional Studies. Vol. 42. 2008. No. 2. P. 199–213.

60. *Owen A.*, *Yu B.* Wage Inequality between Skilled and Unskilled Workers in China. Unpublished manuscript, 2003.

61. *Pritchett L.* Where Has All the Education Gone // World Bank Policy research Working Paper. 1996. No. 1581.

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

63. *Rice P.* The impact of local labour markets on investment in further education: Evidence from The England Wales youth cohort studies // Journal of Population Economics. Vol. 12. 1999. No. 2. P. 287–312.

64. *Roback J.* Wages, Rents and Quality of Life // The Journal of Political Economy. Vol. 90. 1982. No. 6. P. 1257–1278.

65. *Sahling L.*, *Smith S.* Regional Wage Differentials: Has the South Risen Again? // The Review of Economics and Statistics. Vol. 65. 1983. No. 1. P. 131–135.

66. *Sanford K.* Heterogeneous Returns to Schooling across US Labor Markets. University of Kentucky. Unpublished Manuscript, 2006.

67. *Taylor M.*, *Wright R.* Are Scottish Degrees Better? // Working Paper No. 2005-6, the Institute for Social and Economic Research. Colchester: University of Essex, 2005.

68. *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.* Описательная статистика по используемым переменным ОЗПП, 2005 и 2007 г.

| | 2005 г. | | | 2007 г. | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **Среднее** | **Минимум** | **Максимум** | **Среднее** | **Минимум** | **Максимум** |
| Образование | | | | | | |
| *Высшее и послевузовское* | 0,264 | 0 | 1 | 0,293 | 0 | 1 |
| *Неполное высшее* | 0,026 | 0 | 1 | 0,028 | 0 | 1 |
| *Среднее профессиональное* | 0,291 | 0 | 1 | 0,286 | 0 | 1 |
| *Начальное профессиональное* | 0,117 | 0 | 1 | 0,124 | 0 | 1 |
| *Среднее (полное) общее* | 0,243 | 0 | 1 | 0,219 | 0 | 1 |
| *Основное общее и ниже* | 0,059 | 0 | 1 | 0,050 | 0 | 1 |
| Пол (1 – муж., 0 – жен.) | 0,484 | 0 | 1 | 0,476 | 0 | 1 |
| Общий стаж (лет) | 21,915 | 0,1 | 66 | 21,532 | 0,1 | 63 |
| Форма собственности (1 – гос., 0 – негос.) | 0,479 | 0 | 1 | 0,458 | 0 | 1 |
| Виды экономической деятельности | | | | | | |
| Добыча полезных ископаемых | 0,030 | 0 | 1 | 0,030 | 0 | 1 |
| Обрабатывающие производства | 0,250 | 0 | 1 | 0,234 | 0 | 1 |
| Производство и распределение электроэнергии, газа и воды | 0,070 | 0 | 1 | 0,072 | 0 | 1 |
| Строительство | 0,058 | 0 | 1 | 0,061 | 0 | 1 |
| Оптовая и розничная торговля | 0,071 | 0 | 1 | 0,080 | 0 | 1 |
| Гостиницы и рестораны | 0,018 | 0 | 1 | 0,019 | 0 | 1 |
| Транспорт и связь | 0,140 | 0 | 1 | 0,133 | 0 | 1 |
| Операции с недвижимостью, аренда, услуги | 0,112 | 0 | 1 | 0,110 | 0 | 1 |
| Образование | 0,117 | 0 | 1 | 0,126 | 0 | 1 |
| Здравоохранение и социальные услуги | 0,099 | 0 | 1 | 0,100 | 0 | 1 |
| Деятельность по организации отдыха и развлечений, культуры и спорта | 0,034 | 0 | 1 | 0,035 | 0 | 1 |
| Отработанное время (часов за месяц) | 170,097 | 48 | 436,7 | 181,927 | 44 | 384 |
| Заработная плата (руб. за месяц) | 8706 | 200 | 991 000 | 13 380 | 511 | 2 964 205 |
| Общее количество наблюдений (чел.) | 680 764 | | | 752 793 | | |

*Таблица П2.* Отдачи на уровни образования (в % в сравнении со средним общим образованием) в российских регионах, 2007 г., на данных ОЗПП

| | Высшее профессиональное + | Неполное высшее | Среднее профессиональное | Начальное профессиональное | Основное общее |
|---|---|---|---|---|---|
| Республика Тыва | 149,9 | 73,1 | 32,9 | 12,6 | 12,2 |
| Республика Алтай | 148,5 | 79,5 | 52,1 | 16,8 | –10,2 |
| Алтайский кр. | 130,2 | 73,0 | 41,5 | 13,0 | –4,4 |
| Сахалинская обл. | 128,9 | 37,3 | 36,2 | 5,4 | –10,3 |
| Оренбургская обл. | 123,0 | 47,7 | 38,8 | 11,7 | –1,7 |
| Республика Коми | 122,8 | 54,8 | 41,0 | 15,7 | –8,2 |
| Читинская обл. | 120,3 | 54,2 | 32,4 | 2,3 | –8,2 |
| Еврейская Автономная обл. | 118,5 | 63,0 | 38,3 | 7,2 | –14,8 |
| Камчатская обл. | 111,9 | 60,3 | 37,2 | 7,1 | –18,3 |
| Республика Калмыкия | 109,0 | 43,5 | 23,5 | 5,2 | –5,2 |
| Хабаровский кр. | 105,8 | 42,9 | 27,0 | 9,5 | –8,2 |
| Омская обл. | 105,8 | 44,1 | 31,2 | 6,9 | –10,6 |
| Республика Башкортостан | 105,8 | 46,9 | 35,1 | 9,1 | –8,9 |
| Иркутская обл. | 105,4 | 32,0 | 26,3 | 4,8 | –12,4 |
| Республика Бурятия | 104,7 | 45,1 | 39,7 | 17,4 | 0,5 |
| Кировская обл. | 102,9 | 78,9 | 27,2 | 8,2 | –18,5 |
| Астраханская обл. | 102,9 | 47,6 | 26,1 | 6,6 | –10,5 |
| Курганская обл. | 102,8 | 39,2 | 27,0 | 6,3 | –10,5 |
| Пермская обл. | 101,8 | 54,6 | 32,5 | 7,7 | –15,1 |
| Карачаево-Черкесская Республика | 101,4 | 39,2 | 23,6 | 2,8 | 6,2 |
| Архангельская обл. | 100,9 | 42,9 | 33,1 | 8,4 | –7,7 |
| Республика Дагестан | 100,7 | 40,2 | 32,3 | 1,6 | –10,7 |
| Свердловская обл. | 100,1 | 33,5 | 29,3 | 6,3 | –10,6 |
| Кабардино-Балкарская | 99,9 | 31,6 | 29,1 | 18,1 | –14,0 |
| Новосибирская обл. | 99,3 | 44,4 | 27,5 | 9,3 | –2,2 |
| Чувашская Республика | 97,8 | 48,4 | 25,7 | 6,5 | 2,2 |
| Республика Северная Осетия–Алания | 93,5 | 38,5 | 28,4 | 10,4 | –13,8 |
| Удмуртская Республика | 93,3 | 24,8 | 24,6 | 6,9 | –7,3 |
| Чукотский Автономный округ | 93,3 | 59,8 | 23,2 | 14,9 | –22,4 |
| Тамбовская обл. | 93,2 | 35,6 | 22,1 | 7,6 | –9,8 |





| | Высшее профессиональное + | Неполное высшее | Среднее профессиональное | Начальное профессиональное | Основное общее |
|---|---|---|---|---|---|
| Липецкая обл. | 92,3 | 38,7 | 25,9 | 14,3 | –0,8 |
| Курская обл. | 92,0 | 31,8 | 28,6 | 11,5 | –13,7 |
| Мурманская обл. | 91,9 | 41,5 | 36,4 | 10,0 | –9,6 |
| Приморский кр. | 91,7 | 37,0 | 25,1 | 3,2 | –14,1 |
| Ставропольский кр. | 91,0 | 24,4 | 19,6 | 5,8 | –13,7 |
| Республика Саха (Якутия) | 90,7 | 46,8 | 26,2 | 5,4 | –15,1 |
| Вологодская обл. | 90,5 | 39,4 | 29,9 | 17,1 | –4,2 |
| Республика Хакасия | 90,4 | 49,9 | 27,7 | 1,3 | –21,7 |
| Республика Марий Эл | 89,1 | 29,9 | 23,7 | 3,1 | –2,4 |
| Ростовская обл. | 88,3 | 40,0 | 22,7 | 5,5 | –11,7 |
| **Россия** | **88,2** | **35,2** | **21,8** | **5,0** | **–10,8** |
| Кемеровская обл. | 88,0 | 45,1 | 23,7 | 10,3 | –7,7 |
| Псковская обл. | 87,7 | 40,6 | 30,3 | 12,2 | –7,1 |
| Брянская обл. | 87,6 | 37,5 | 30,1 | 6,5 | –13,1 |
| Костромская обл. | 87,6 | 56,1 | 27,5 | 10,8 | –1,7 |
| Владимирская обл. | 87,6 | 27,7 | 24,5 | 10,6 | –15,7 |
| Республика Карелия | 87,6 | 47,6 | 28,9 | 6,9 | –10,0 |
| Магаданская обл. | 87,5 | 14,6 | 28,1 | 22,5 | –29,6 |
| Волгоградская обл. | 86,8 | 26,2 | 25,1 | 6,0 | –10,8 |
| Орловская обл. | 85,7 | 30,0 | 20,7 | 6,3 | –8,3 |
| Воронежская обл. | 84,4 | 33,0 | 23,9 | 6,9 | –14,5 |
| Саратовская обл. | 83,8 | 28,0 | 18,4 | 6,1 | –10,9 |
| Нижегородская обл. | 83,5 | 36,1 | 19,4 | 8,0 | –7,5 |
| Республика Татарстан | 83,2 | 28,1 | 22,8 | 8,9 | –7,9 |
| Тюменская обл. | 83,1 | 32,7 | 20,4 | –4,4 | –12,8 |
| Белгородская обл. | 82,3 | 30,9 | 14,2 | 4,3 | –18,0 |
| Смоленская обл. | 82,2 | 30,0 | 20,4 | 8,5 | –10,1 |
| Республика Адыгея | 81,6 | | 23,5 | 8,1 | –5,4 |
| Новгородская обл. | 81,4 | 9,3 | 20,6 | 6,5 | –10,5 |
| Амурская обл. | 81,1 | 30,0 | 15,2 | –1,4 | –17,1 |
| Томская обл. | 80,9 | 32,1 | 24,9 | 11,6 | –11,8 |

*Окончание Табл. П2*

| | Высшее профессиональное + | Неполное высшее | Среднее профессиональное | Начальное профессиональное | Основное общее |
|---|---|---|---|---|---|
| Краснодарский кр. | 80,4 | 30,1 | 19,3 | 4,1 | –15,3 |
| Рязанская обл. | 80,0 | 41,0 | 28,2 | 4,9 | –13,1 |
| Ульяновская обл. | 79,1 | 33,9 | 22,6 | 2,3 | –8,6 |
| Красноярский кр. | 78,7 | 19,9 | 15,3 | –0,2 | –16,7 |
| Челябинская обл. | 78,0 | 25,1 | 19,5 | 7,1 | –7,3 |
| Калининградская обл. | 77,2 | 40,2 | 27,0 | 9,3 | –9,8 |
| Тульская обл. | 76,6 | 39,0 | 23,1 | 8,2 | –3,7 |
| Тверская обл. | 75,7 | 51,5 | 21,9 | 4,0 | –17,3 |
| Пензенская обл. | 72,2 | 29,3 | 19,8 | 5,8 | –11,1 |
| Москва | 71,4 | 21,0 | 10,1 | 3,4 | –1,7 |
| Ярославская обл. | 70,9 | 23,3 | 21,0 | 4,3 | –14,2 |
| Ивановская обл. | 69,7 | 37,8 | 18,4 | –0,6 | –10,5 |
| Ленинградская обл. | 69,5 | 41,1 | 18,9 | –2,3 | –6,2 |
| Республика Мордовия | 69,0 | 34,0 | 16,9 | 4,3 | –6,5 |
| Калужская обл. | 68,0 | 18,2 | 20,5 | 8,8 | –12,4 |
| Республика Ингушетия | 67,4 | 36,4 | 21,4 | 5,1 | –4,5 |
| Московская обл. | 66,4 | 27,6 | 17,8 | 4,2 | –11,1 |
| Санкт-Петербург | 65,6 | 20,1 | 19,5 | 11,9 | –4,1 |
| Самарская обл. | 61,6 | 23,3 | 12,8 | 2,3 | –10,8 |



*Таблица П3.* Международные сопоставления масштаба региональных различий в отдаче на образование

| Работа | Страна и год | Разница между макс. и мин. отдачей | Примечание |
|---|---|---|---|
| Black et al. (2009) | США, уровень MSA, 2000 г. | **60 п.п.** | Отдача на степень бакалавра и выше (16 и более лет обучения) по сравнению с дипломом высшей школы (12 лет) |
| Sanford (2006) | США, уровень штатов, 1990 и 2000 гг. | **Менее 40 п.п.** | Отдача на степень бакалавра и выше (16 и более лет обучения) по сравнению с дипломом высшей школы (12 лет) |
| Dahl (2002) | США, уровень штатов, 1990 г. | **30 п.п.** | Белые мужчины, 25–34 лет |
| Beeson (1991) | США, уровень MSA, 1980 г. | **4 п.п.** | Отдача на дополнительный год образования |
| Jurajda (2004) | Чехия, уровень NUTS-4 | **50 п.п.** | Отдача на колледж в сравнении с высшей школой |
| Benitez-Silva and Cheidvasser (2007) | Россия, уровень ФО, 1994–1998 гг. | **7,5 п.п.** | Отдача на дополнительный год образования |
| Данная работа | Россия, уровень субъектов, 2007 г. | **90 п.п.** | Отдача на ВО по сравнению с СО |

*Таблица П4.* Результаты тестов на значимость различий в отдаче на высшее образование среди регионов внутри федеральных округов России

| Федеральный округ | F-статистика | p-value |
|---|---|---|
| Центральный | F(17,196093) = 5.36 | 0,0000 |
| Северо-Западный | F(9, 82210) = 19.42 | 0,0000 |
| Южный | F(11, 79452) = 2.84 | 0,0010 |
| Приволжский | F(13,182426) = 15.94 | 0,0000 |
| Уральский | F( 3, 64465) = 33.96 | 0,0000 |
| Сибирский | F(11, 102413) = 22.7 | 0,0000 |
| Дальневосточный | F( 8, 44880) =16.19 | 0,0000 |

*Примечание*: $H_0$: отдача на образование по регионам внутри ФО не различается.

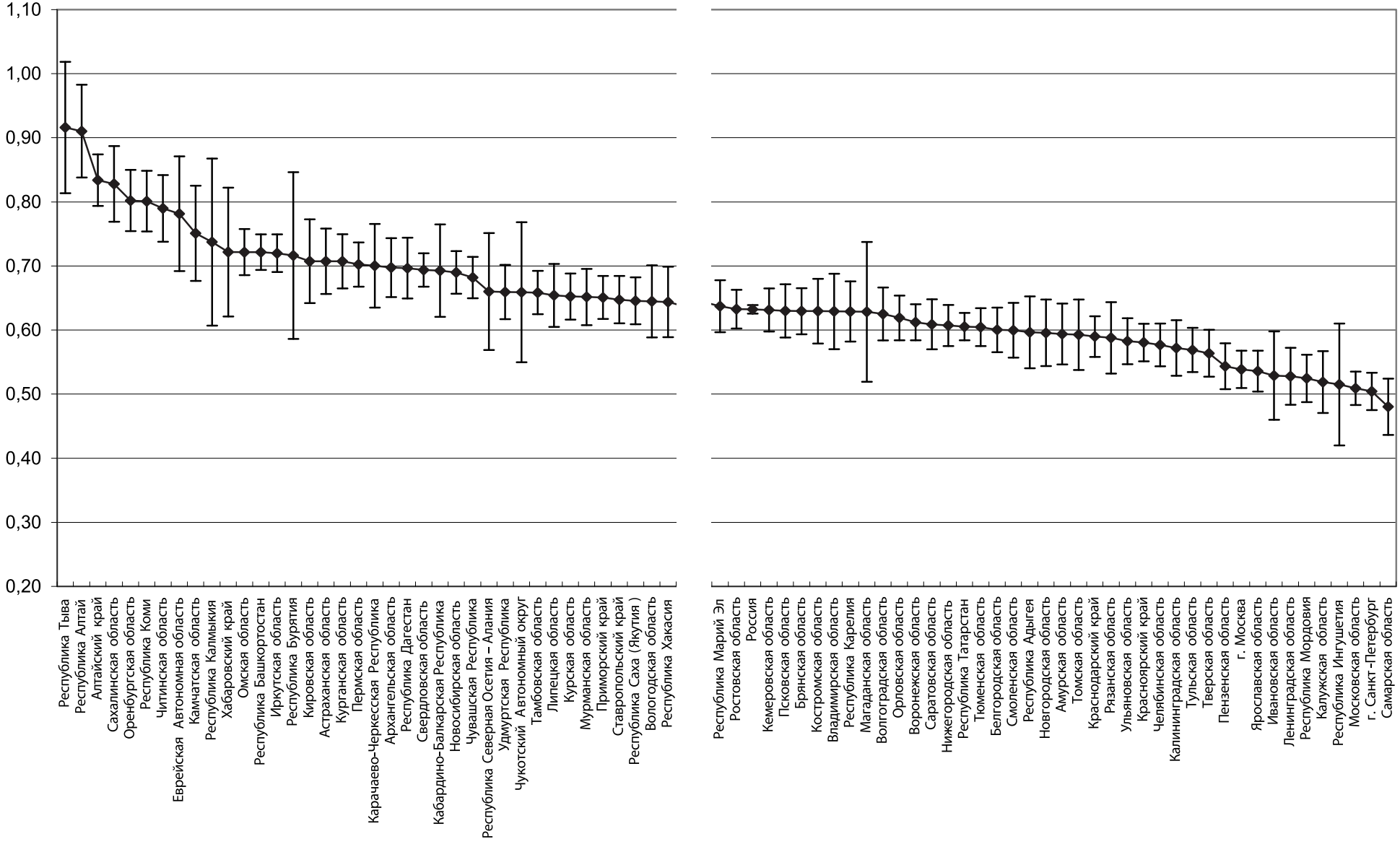



**Рис. П1.** Оценки коэффициентов при высшем образовании с 95% доверительными интервалами, ОЗПП, 2007 г.

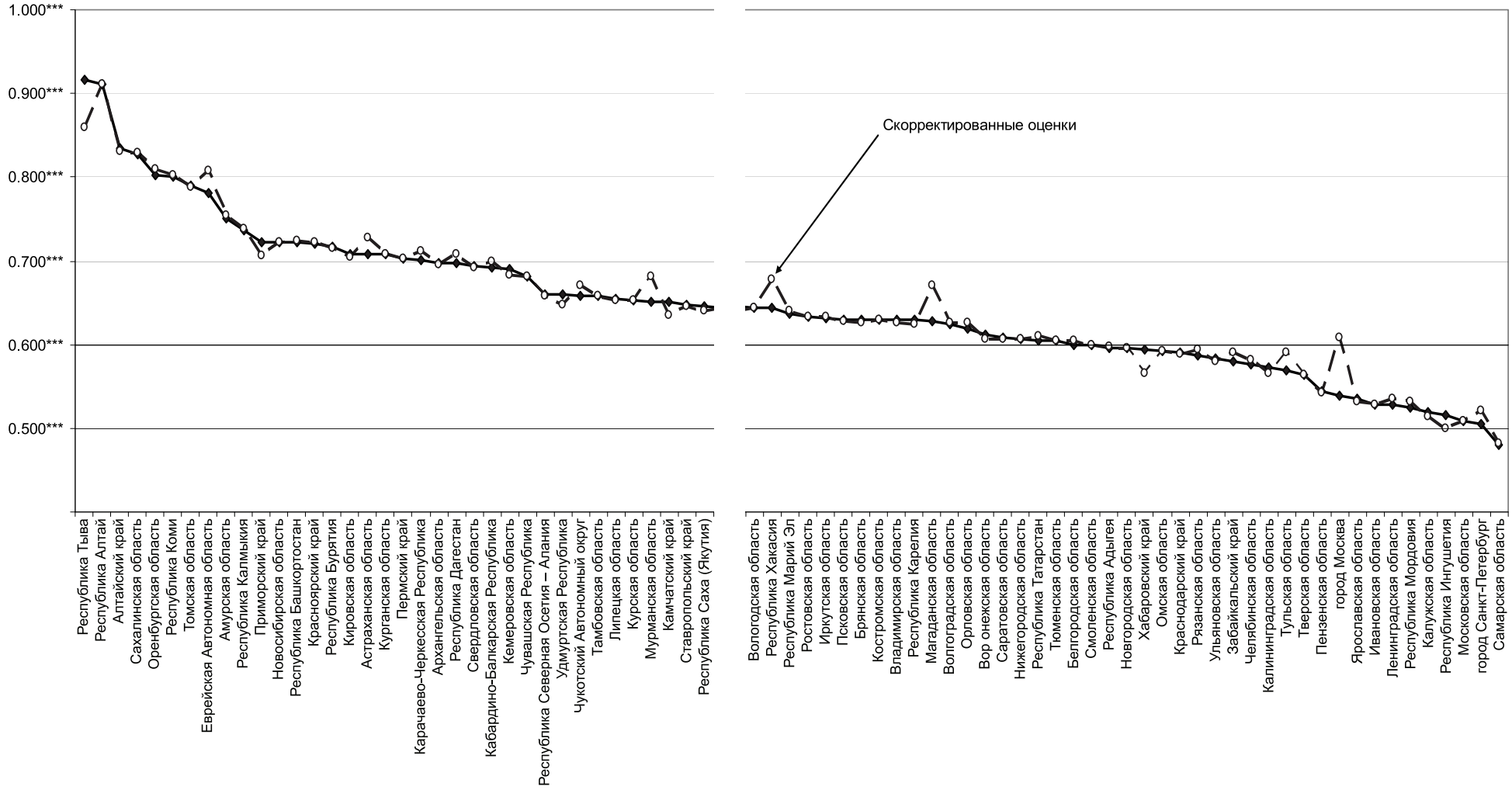



**Рис. П2.** Исходные и скорректированные оценки коэффициентов при высшем образовании

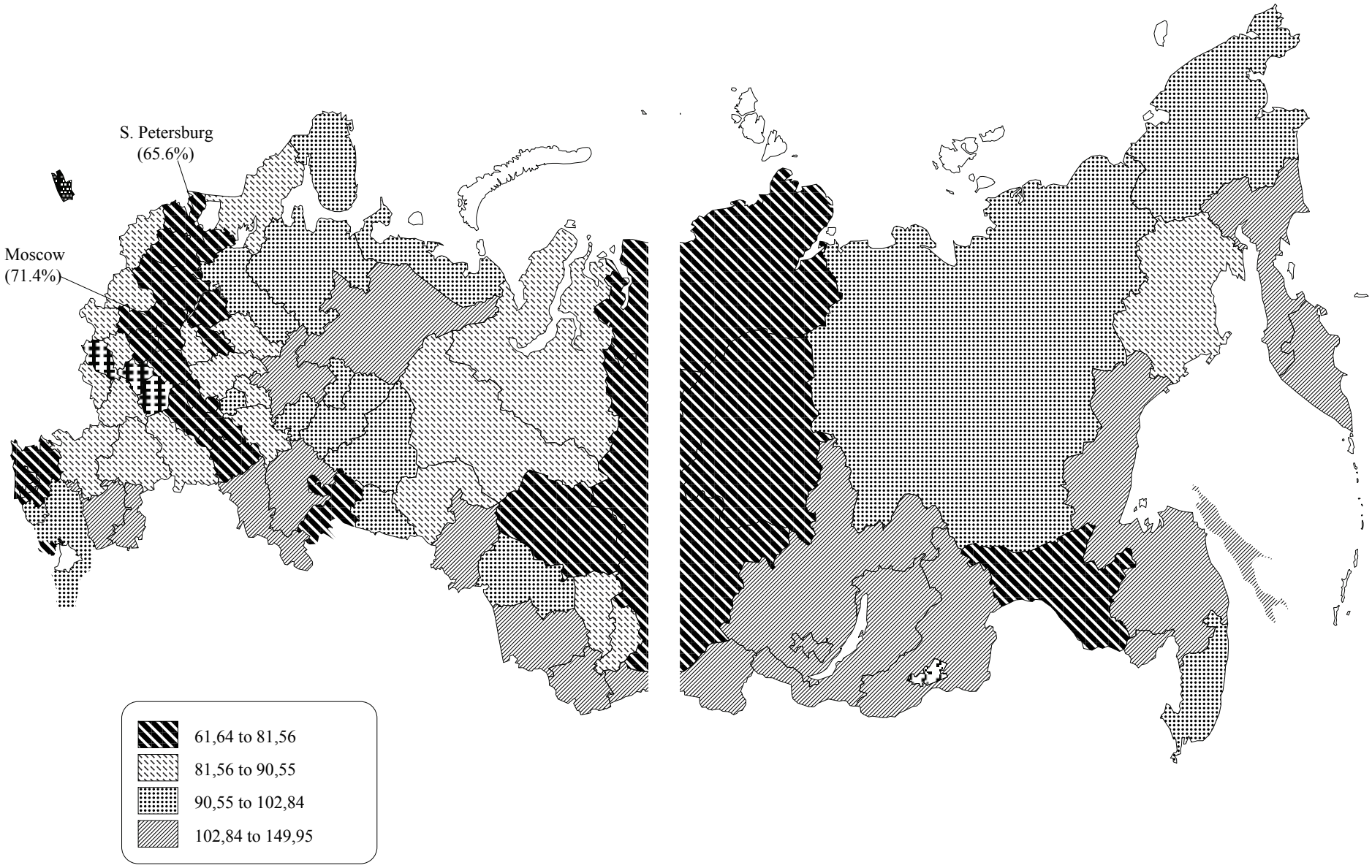



**Рис. П3.** Отдача на высшее образование (в % от ЗП работников со средним образованием) в российских регионах, 2007 г.

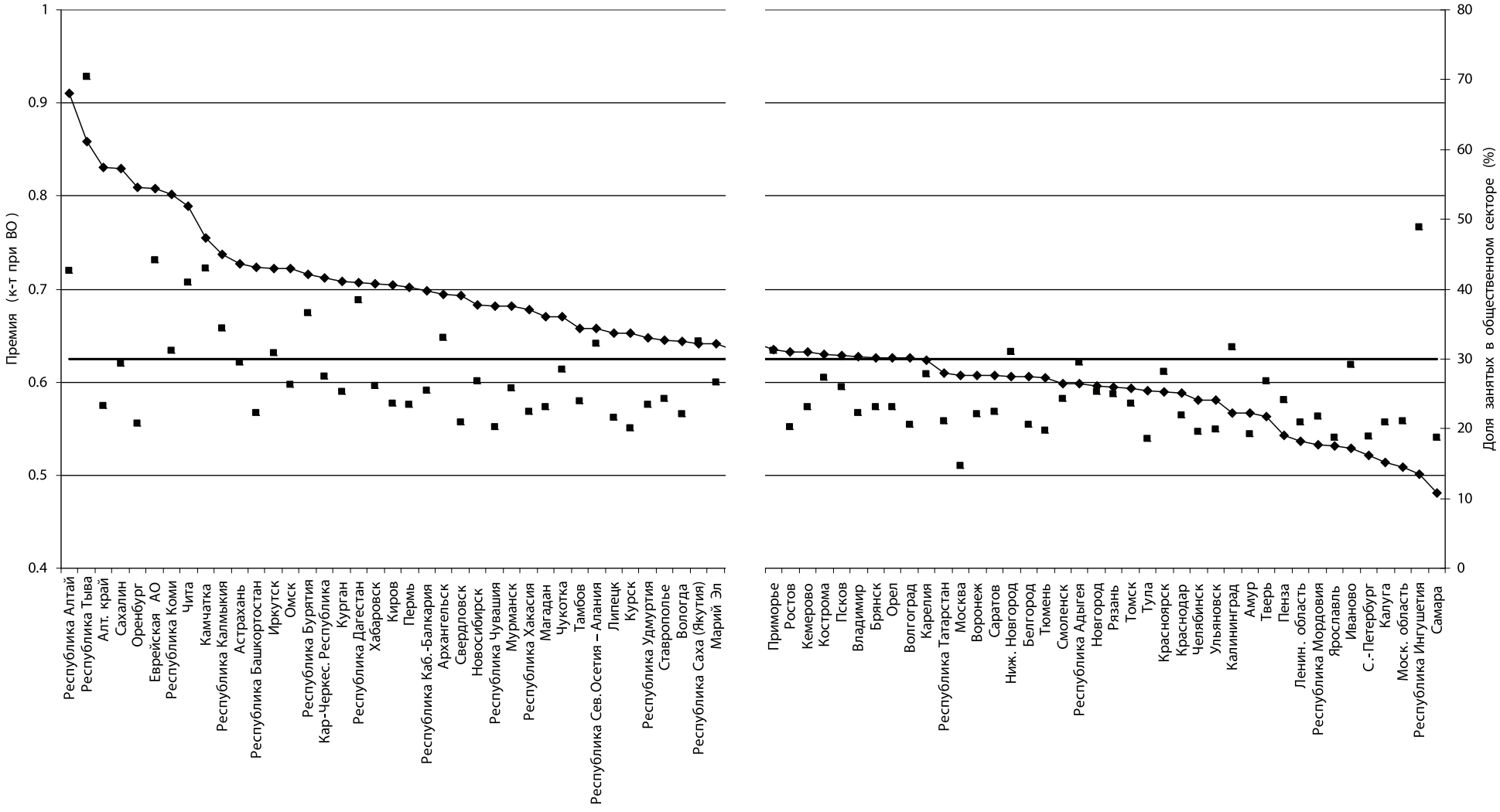
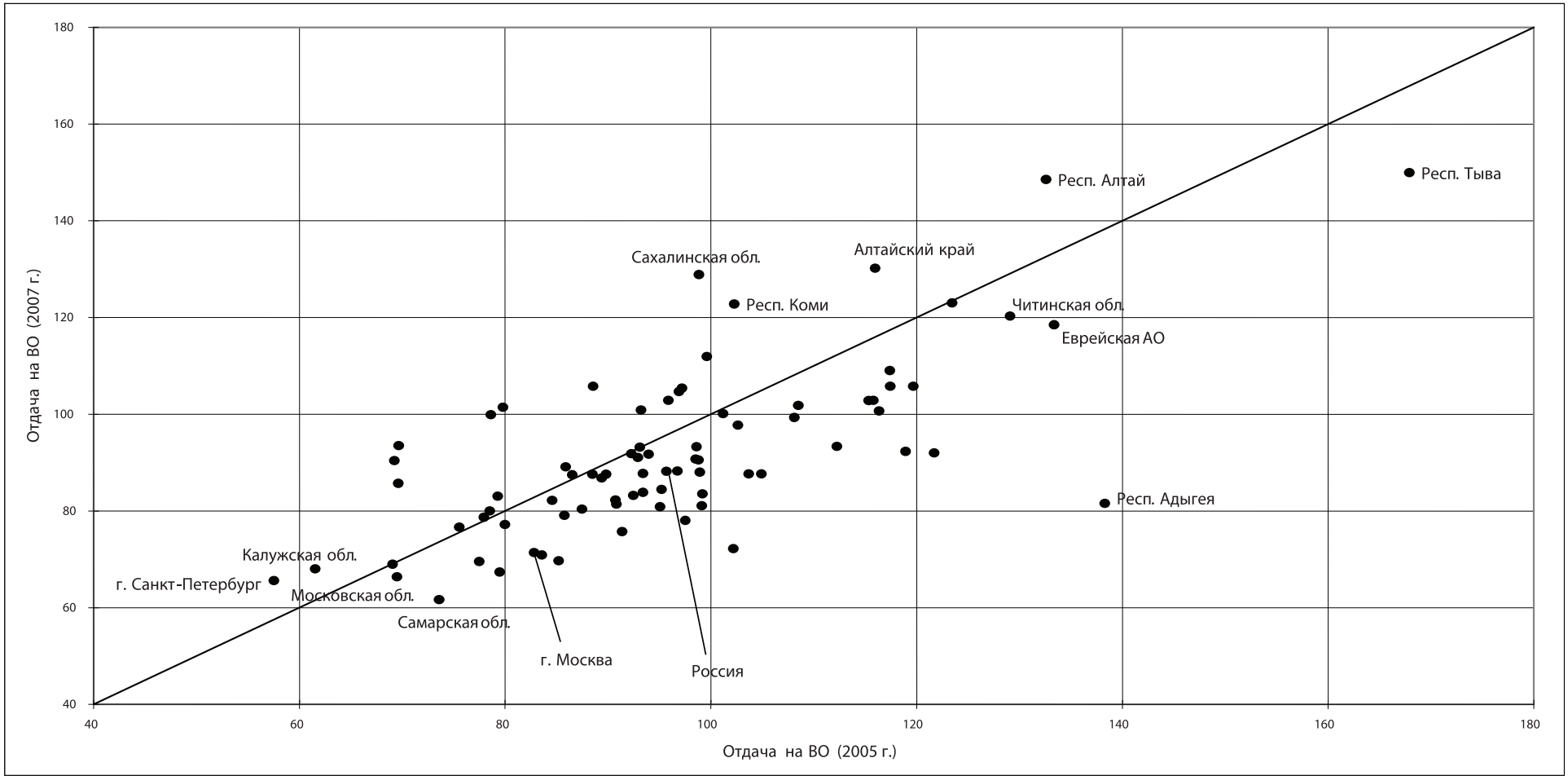



**Рис. П4.** Отдача на высшее образование и доля занятых в общественном секторе (% от всех занятых) в российских регионах, 2007 г.




*Примечание*: Отдача на высшее образование рассчитывалась как $(\exp(\beta) - 1) \times 100\%$, где $\beta$ – оценка коэффициента при высшем образовании из уравнения заработной платы, оцененного отдельно для каждого региона.

**Рис. П5.** Отдача на высшее образование (в % от ЗП работников со средним образованием) в регионах России, 2005 и 2007 г.

**Приложение 2**

Для простоты предположим, что экономика состоит из двух секторов – сектор 1 и сектор 2, а работники разделяются на два типа – работники с высшим и со средним уровнем образования. Средняя заработная плата работников с высшим образованием будет представлять собой взвешенное среднее заработных плат работников с высшим образованием каждого из секторов:

$$\bar{W}_{\text{ВО}} = \bar{W}^{1}{}_{\text{ВО}} \times S^{1}{}_{BO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{ВО}} \times S^{2}{}_{BO},$$

где $S^{1}{}_{BO}$ и $S^{2}{}_{BO}$ – доли работников с высшим образованием, занятых в секторе 1 и секторе 2 соответственно, $S^{1}{}_{BO} + S^{2}{}_{BO} = 1$. Аналогично средняя заработная плата работников со средним образованием равна:

$$\bar{W}_{\text{СО}} = \bar{W}^{1}{}_{\text{СО}} \times S^{1}{}_{CO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{СО}} \times S^{2}{}_{CO}.$$

Отдача на высшее образование представляет собой относительную заработную плату работников с высшим образованием:

$$return^{*} = \frac{\bar{W}_{BO}}{\bar{W}_{CO}} = \frac{\bar{W}^{1}{}_{\text{ВО}} \times S^{1}{}_{BO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{ВО}} \times S^{2}{}_{BO}}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}} \times S^{1}{}_{CO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{СО}} \times S^{2}{}_{CO}}.$$

Но когда один из двух секторов ненаблюдаем в выборке (допустим, это сектор 2), отдача на высшее образование оказывается равной отдаче, существующей в наблюдаемом секторе:

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

В результате оценка отдачи оказывается смещенной. Это смещение можно представить как:

$$\text{return}^{*} - \text{return} = \frac{\bar{W}_{BO}{}^{1}}{\bar{W}_{CO}{}^{1}} - \frac{\bar{W}^{1}{}_{\text{ВО}} \times S^{1}{}_{BO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{ВО}} \times S^{2}{}_{BO}}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}} \times S^{1}{}_{CO} + \bar{W}^{2}{}_{\text{СО}} \times S^{2}{}_{CO}} =$$

$$= \frac{\bar{W}_{BO}{}^{1}}{\bar{W}_{CO}{}^{1}} - \frac{\bar{W}^{1}{}_{\text{ВО}} \times \left( S^{1}{}_{BO} + \frac{\bar{W}_{BO}{}^{2}}{\bar{W}_{BO}{}^{1}} \times S^{2}{}_{BO} \right)}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}} \times \left( S^{1}{}_{CO} + \frac{\bar{W}^{2}{}_{\text{СО}}}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}}} \times S^{2}{}_{CO} \right)} = \frac{\bar{W}_{BO}{}^{1}}{\bar{W}_{CO}{}^{1}} \times \left[ 1 - \frac{1 + \left( \frac{\bar{W}_{BO}{}^{2}}{\bar{W}_{BO}{}^{1}} - 1 \right) \times S^{2}{}_{BO}}{1 + \left( \frac{\bar{W}^{2}{}_{\text{СО}}}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}}} - 1 \right) \times S^{2}{}_{CO}} \right].$$

Эту величину можно вычислить, если известны 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 сектора – сельское хозяйство, финансовый сектор и государственное управление; они образуют сектор 2, а сектор 1 включает в себя все наблюдаемые отрасли. Требуемые доли занятых для каждого региона мы рассчитываем на основе данных ОНПЗ, ограничивая выборку занятыми на формальных рабочих местах КиСП предприятий сектора 2.

Однако данные о средних заработных платах сектора 1 и сектора 2 работников с разным уровнем образования в принципе недоступны, так как единственным источником таких данных может быть само ОЗПП. Чтобы иметь возможность оценить смещение отдачи на образование, мы вводим предположение, что соотношение средних заработных плат работников с высшим образованием между секторами 1 и 2 соответствует соотношению средних заработных плат работников со средним уровнем образования между этими секторами, и оба они соответствуют соотношению средних заработных плат между этими секторами. Другими словами, мы полагаем, что $\frac{\bar{W}_{BO}{}^{2}}{\bar{W}_{BO}{}^{1}} = \frac{\bar{W}^{2}{}_{\text{СО}}}{\bar{W}^{1}{}_{\text{СО}}} = \frac{\bar{W}^{2}}{\bar{W}^{1}}$. 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 отдачи на образование, полученной на ограниченной выборке, позволяет получить скорректированную оценку отдачи на образование.

*Препринт WP3/2010/05*
*Серия WP3*
*Проблемы рынка труда*

Ощепков Алексей Юрьевич

**Отдача на высшее образование в российских регионах**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Корректор *Е.Л. Качалова*
Технический редактор *М.А. Казимиров*

Отпечатано в типографии Государственного университета –
Высшей школы экономики с представленного оригинал-макета.
Формат 60×84 $^{1}/_{16}$. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 3,5
Усл. печ. л. 3,72. Заказ № . Изд. № 1186

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

Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок

Для заметок