

УДК 378+325.11

**ВЛИЯНИЕ УРБАНИЗАЦИИ НА ДИФФЕРЕНЦИАЦИЮ
СОЦИАЛЬНЫХ НОРМ ОТДАЧИ ОБРАЗОВАНИЯ В РОССИИ****С.Д. Капелюк**Сибирский университет потребительской кооперации
E-mail: skapelyuk@bk.ru**А.В. Корицкий**Новосибирский государственный
архитектурно-строительный университет (Сибстрин)
E-mail: Lidiak@bk.ru

В статье рассматриваются факторы дифференциации социальных норм отдачи образования в России. Целью является выявление влияния урбанизации на величину социальных норм отдачи образования. На основе макроэкономического пространственного анализа с использованием официальных российских статистических данных установлено наличие повышенных социальных норм отдачи образования в городах-мегаполисах и регионах, включающих города-миллионники. По-видимому, данное явление связано с «расплескиванием» или «диффузией» знаний в крупных городах и экстерналиями образования. Можно сделать вывод, что расходы на образование дают наибольшую социальную отдачу в крупных городах и плотно заселенных регионах.

Ключевые слова: человеческий капитал, макроэкономический анализ, пространственный анализ, социальные нормы отдачи, экстерналии образования.

**IMPACT OF URBANIZATION ON DIFFERENTIATION
OF SOCIAL RETURN RATES OF EDUCATION IN RUSSIA****S.D. Kapelyuk**Siberian University of Consumer Cooperation
E-mail: skapelyuk@bk.ru**A.V. Koritskiy**Novosibirsk State University
of Architecture and Civil Engineering (Sibstrin)
E-mail: Lidiak@bk.ru

The article considers the factors of differentiation of social return rates of education in Russia. The aim is the identification of the impact of urbanization on the value of social return rates of education. The existence of excessive social return rates of education in metropolitan cities and regions with million cities is established on the basis of macroeconomic dimensional analysis using the official Russian statistical data. It appears that this fact is connected with «plashing» or «diffusion» of knowledge in major cities and externalities of education. It may be concluded that education expenditures provide the biggest social return in major cities and thickly settled regions.

Key words: human capital, macroeconomic analysis, dimensional analysis, social return rates, externalities of education.

Введение

Значительная межрегиональная и внутрирегиональная дифференциация доходов и потребления населения – одна из наиболее острых проблем социально-экономического развития России. Выявление наиболее значимых факторов дифференциации имеет важнейшее значение для определения приоритетных направлений государственной политики по сокращению дифференциации. Одним из основных факторов, определяющих дифференциацию, как показали многочисленные исследования зарубежных ученых, выступает человеческий капитал. Более урбанизированные регионы развитых стран отличаются как более высоким уровнем образования населения, так и более высокими значениями частной нормы отдачи образования. Различия в нормах отдачи по линии «город–село» в России мало изучены, но имеющиеся данные показывают, что в отличие от развитых стран величина частной нормы отдачи от образования в сельских населенных пунктах превышает, причем значительно, аналогичный показатель в крупных городах [8, с. 340].

Подчеркнем, что частная норма отдачи, оцениваемая на основе уравнения заработной платы Минцера, характеризует выгоды от образования для конкретного работника. Индивидуальные заработки образованных работников не отражают экстерналии образования, которые распространяются на других членов общества. Более точную оценку влияния человеческого капитала на дифференциацию доходов можно получить на основе оценки социальной нормы отдачи образования, включающей общественные выгоды от образования.

В данной работе проведен анализ влияния урбанизации на социальную норму отдачи образования в российских регионах. Сравнение социальных норм отдачи в регионах, различающихся по уровню урбанизации, позволяет оценить эффективность инвестиций в человеческий капитал для различных социальных групп населения, что в свою очередь имеет практическое значение для разработки приоритетов государственной политики в области образования. Актуальность исследования обусловлена тем, что в условиях формирования инновационной экономики особое значение приобретают проблемы совершенствования образования в России, и в частности, высшего образования. Поэтому возникает необходимость дополнительных исследований влияния урбанизации на величину частных и социальных норм отдачи образования в России. В данной работе мы попытались провести макроэкономический анализ влияния мегаполисов (Москвы и Санкт-Петербурга), а также городов-миллионников, на социальную норму отдачи образования, с помощью введения в пространственные регрессионные уравнения соответствующих фиктивных переменных.

1. Обзор литературы по микроэкономическим оценкам норм отдачи образования

В развитых странах экономическое обоснование народнохозяйственной значимости образования производится с помощью расчетов частных и социальных норм отдачи образования. Такие расчеты проводятся на

микро- и макроэкономических уровнях и дают существенно различающиеся результаты для разных стран. Более высокие оценки частных норм отдачи образования получаются для менее развитых стран и в более урбанизированных регионах развитых стран. Наиболее интересным примером расчета частной нормы отдачи образования в России является исследование большой группы авторов, которые рассматривают факторы дифференциации заработной платы (месячных заработков и часовых ставок) по уровню образования, стажу, возрасту и профессиональному статусу в 2005 г. [1]. Частная отдача высшего образования составила около 82 % (по сравнению со средним общим образованием), т.е. примерно 16 % на год образования [1, с. 68]. Расчеты социальной нормы отдачи образования, проведенные для России большой группой авторов под руководством В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшникова с учетом бюджетных расходов на образование, но без учета общественных выгод от него, дали, соответственно, для мужчин и женщин 16,4 и 10,4 % в 1995 г. и 6,7 и 8,8 % в 2005 г., с тенденцией к снижению на протяжении 1995–2005 гг. [2]. Анализ динамики частных норм отдачи от образования, проведенный Р.И. Капелюшниковым за период 1995–2010 гг. по данным РМЭЗ, показал значительный их рост с 1995 по 2000 г. с 4–5 % в 1995 г. до 8–9 % в 2000 г. с последующей стабилизацией на уровне 7–9 % в среднем, с несколько более высокими значениями для женщин (на 2–3 %) по сравнению с мужчинами [5, с. 130].

В коллективной монографии «Российский работник: образование, профессия, квалификация» под ред. В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшникова в гл. 3 отмечается наличие межрегиональных различий в отдаче от высшего образования в России: более высокий уровень отдачи высшего образования в мало населенных регионах с неблагоприятными условиями жизни [3, рис. ПЗ-1, ПЗ-2, ПЗ-3, с. 230–232]. По мнению авторов данного исследования, существуют значительные межрегиональные различия в «премиях» за высшее образование, которые объясняются ими на основе теории компенсирующих различий, т.е. тем, что работники получают компенсацию в заработной плате за проживание в регионах или городах с относительно менее благоприятными характеристиками [3, с. 212–215].

Эти данные вступают в противоречие с результатами зарубежных исследований, в которых отмечают более высокие частные нормы отдачи образования в городах, чем в сельской местности. Отметим, что анализу различий в отдаче человеческого капитала в городской и сельской местности посвящено значительное число работ зарубежных ученых. Влияние урбанизации на отдачу от образования в последние десятилетия привлекает повышенное внимание исследователей, поскольку и образование, и урбанизация считаются важнейшими детерминантами экономического роста. Как следствие, подавляющее большинство подобных исследований проводится на материалах развивающихся стран. Краткий обзор результатов некоторых исследований представлен в табл. 1, в которую включены только результаты исследований с оценками, репрезентативными на национальном уровне, т.е. в обзор не включены работы, выполненные на материалах отдельных регионов.

Оценка частной нормы отдачи практически во всех исследованиях проводится на основе первичных микроданных выборочных обследований, т.е.

Таблица 1

Исследования частной нормы отдачи человеческого капитала в зарубежных странах

Страна	Авторы, год работы	Период исследования	Данные	Метод анализа	Результаты
1	2	3	4	5	6
<i>Отдача выше в городской местности</i>					
США	Goetz, Rupasingha, 2004	2000	Агрегированные данные по муниципальным образованиям (округам)	Регрессия с коррекцией на пространственные эффекты и лаговыми значениями всех независимых переменных (1990 г.)	Отдача от образования в городской местности значительно выше, чем в сельской
Китай	Luo, Zhu, 2008	2004	Микроданные национального обследования	Метод наименьших квадратов	Отдача от дополнительного года обучения – 8,6 % в городской местности, 6,5% в сельской
Тайланд	Warunsiri, McNow, 2010	1986–2005	Микроданные национальных обследований (третий квартал каждого года)	Анализ псевдопанельных данных	Отдача от дополнительного года обучения – 18,9 % в городской местности, 14,2 % в сельской
Египет	Nugent, Saleh, 2009	2006	Микроданные национального обследования (для мужчин)	Метод наименьших квадратов	Отдача от дополнительного года обучения – 3,5 % в городской местности, 2,3 % в сельской
Кения	Kimenyi et al., 2006	1994	Микроданные национального обследования	Метод наименьших квадратов	Отдача в сельской местности ниже
Гаити	Verner, 2008	2001	Микроданные национального обследования (в разрезе по группам с различным уровнем дохода)	Квантильная регрессия	Отдача в сельской местности ниже почти во всех группах
Бангладеш	Asadullah, 2006	1999–2000	Микроданные национального обследования	Регрессия с коррекцией на смещение выборки	Отдача от дополнительного года обучения – 8,1 % в городской местности, 5,7 % в сельской
Развивающиеся страны	Orazem et al., 2008	Не указаны	Микроданные 63 обследований домашних хозяйств из 42 стран (в разрезе по группам с различным уровнем дохода)	Метод наименьших квадратов	Средняя отдача от дополнительного года обучения – 8,3 % в городской местности, 7,5 % в сельской. Во всех группах по уровню дохода отдача выше в городской местности, за исключением группы с самыми высокими доходами

Окончание табл. 1

1	2	3	4	5	6
<i>Отдача выше в сельской местности</i>					
Румыния	Paternostro, Sahn, 1999	1994	Микроданные национального обследования (отдельно для мужчин и женщин)	Регрессия с коррекцией на смещение выборки	Отдача в сельской местности выше для обоих полов, для начального, среднего и высшего образования
<i>Другие результаты</i>					
Индия	Duraisamy, 2002	1993–1994	Микроданные национального обследования	Метод наименьших квадратов с коррекцией на смещение выборки	Для начального и среднего образования отдача выше в сельской местности, для высшего – в городской (8,2, 20,1, 12,3 % от дополнительного года на селе, 6,3, 16,2, 13,2 % в городе для начального, среднего и высшего соответственно)
Индия	Agrawal, 2011	2005	Микроданные национального обследования (в разрезе по группам с различным уровнем дохода)	Метод наименьших квадратов с коррекцией на смещение выборки, квантильная регрессия	Отдача для начального и среднего выше в городской местности, для высшего – в сельской. Отдача в сельской местности ниже во всех группах по уровню дохода, за исключением группы с самыми высокими доходами
Мексика	Haisken-DeNew, Michaelsen, 2011	2005	Микроданные национального обследования	Метод наименьших квадратов с коррекцией на смещение выборки	Отдача от дополнительного года обучения (для высшего образования) – 26,2 % в городской местности, 17,8 % в сельской. Однако при добавлении перекрестной дамми ее коэффициент статистически незначим
Замбия	Nielsen, Westergard-Nielsen, 1998	1993	Микроданные национального обследования (отдельно для мужчин и женщин)	Метод наименьших квадратов, система одновременных уравнений	Для начального образования отдача наблюдается только в сельской местности, для среднего образования – в городской

единицами наблюдения выступают отдельные индивиды. В качестве зависимой переменной в большинстве работ используется заработная плата, в редких случаях – денежный доход. Как правило, для оценки нормы отдачи используется уравнение Дж. Минцера, однако в ряде работ используются более сложные модели. В некоторых работах в качестве независимой переменной используется общее число лет обучения, в других – оцениваются отдельно эффекты от начального, среднего и высшего образования. В ряде работ анализируется вся выборка, в других параметры модели оцениваются отдельно для мужчин и женщин, а также для групп населения с различным уровнем дохода (по процентным группам).

Использование данных выборочных обследований сопряжено с рядом проблем, например, лица с высокими доходами зачастую уклоняются от участия в обследованиях, что приводит к смещению выборки. Для решения данной проблемы во многих работах проводится корректировка базовой модели Минцера.

Анализ результатов исследований выявил, что в большинстве случаев частная норма отдачи от образования в городах выше, чем в сельской местности. В частности, это выявлено для таких стран как США [25], Китай [34], Тайланд [46], Египет [36], Кения [31], Гаити [45], Бангладеш [11]. Противоположная ситуация наблюдается в Румынии [38]. Авторы исследования величины частной нормы отдачи в Румынии С. Патерностро и Д. Сан объясняют более высокую отдачу для сельчан, главным образом, дискриминацией малообразованных работников на сельском рынке труда.

По таким странам, как Индия [10, 23], Мексика [26], Замбия [35], однозначные выводы сформулировать трудно. Для отдельных групп сельских работников наблюдается более высокая норма отдачи, для других – низкая.

Наибольший интерес представляет работа американских исследователей П. Оразема, П. Глевве и сотрудника Всемирного банка Х. Патриноса [37]. Сотрудники Всемирного банка имеют доступ к первичным данным обследований домохозяйств многих стран. Данная работа выполнена на материалах 63 обследований из 42 стран. К сожалению, исследователи не упоминают, какие именно страны вошли в выборку и в какие годы проводились обследования. В среднем величина отдачи от образования для горожан превышает соответствующую величину для сельского населения. В статье также отмечается, что примерно 2/3 стран из их выборки имеют более высокую отдачу от образования в городах (хотя разница не очень значительна).

Существуют определенные закономерности при группировке населения по уровню дохода. В странах, по которым представлены результаты подобной группировки, наблюдается более высокая норма отдачи для сельских жителей при сравнении групп с наиболее высокими доходами (верхняя 10%-я, 20%-я или 25%-я группа населения). В остальных группах отдача выше у жителей городов.

Обзор основных работ по различиям в отдаче от образования позволил выявить «узкие места» в данной области исследований. Во-первых, внимание исследователей сконцентрировано на частной отдаче от образования, в то время как роль образования в ускорении экономического роста следует в первую очередь оценивать исходя из социальной отдачи. Оценки отдачи

от образования, полученные на основе функции индивидуальной заработной платы работника, не могут дать представления о социальной отдаче, поскольку не учитывают образовательные экстерналии. Поэтому оценки частной нормы должны рассматриваться как нижняя граница социальных выгод от образования.

Во-вторых, в большинстве исследований соответствующие уравнения регрессии для горожан и жителей сельской местности оценивались отдельно. Сравнения норм отдачи проводились на основе коэффициентов при переменной, характеризующей человеческий капитал. Недостаток данного подхода можно продемонстрировать на примере работы ученых Дж. Хайскен-Де Нью и М. Микаэльсена, использующих для оценки различий в отдаче в Мексике модель с перекрестным взаимодействием переменных человеческого капитала и урбанизации. Сначала в данной статье модель оценивается отдельно для городских и сельских жителей без перекрестной переменной. Для проживающих в городской местности отдача от дополнительного года обучения в системе высшего образования составляет 26,2 %, проживающих в сельской – 17,8 %, т.е. разница в отдаче весьма значительна. Однако при оценивании модели, объединившей обе категории жителей, коэффициент при перекрестной переменной оказался статистически незначимым [26].

2. Основные подходы к макроэкономическому оцениванию норм отдачи образования

В анализе влияния образования на темпы и уровни экономического развития развитых и развивающихся стран используются два существенно различающихся подхода: расширенный неоклассический подход и «новая теория роста». Эмпирические оценки изменения ВВП при увеличении запаса человеческого капитала дают примерно одинаковые по порядку величины в обоих подходах. Отмечается, что влияние приростов различных уровней образования зависит от уровня экономического развития стран, причем для развитых стран (членов ОЭСР) критически важным для роста является развитие высшего (третичного) образования. Выявлено также, что образование дает дополнительные косвенные выгоды, в частности, стимулируя инвестиции в физический капитал, собственное технологическое развитие страны и адаптацию разработанных в других странах технологий. Имеются также доказательства, что для экономического роста имеет значение все: тип, качество и эффективность образования, причем распределение ресурсов по разным уровням образования не только прямо влияет на экономический рост, но также увеличивает влияние образования на рост [12–14].

В первом используется расширенная неоклассическая схема производственной функции, в которую включен дополнительный фактор производства – человеческий капитал. Поскольку он, как и доходы, оценен на макроэкономическом уровне, это позволяет включить в расчет экстерналии человеческого капитала. Например, И. Бенхабиб и М. Шпигель оценили запас человеческого капитала и эмпирически проверили расширенную модель Солоу-Свана без использования предположения о стабильном состоянии экономики [14].

В другом случае с позиций эндогенного роста («новой теории роста») предполагается, что должно существовать дополнительное влияние человеческого капитала на экономическое развитие, помимо его непосредственного влияния на уровень выпуска и доходов. Данный подход базируется на представлении, что высокий темп инноваций возможен только в экономике, богатой человеческим капиталом. Рост уровня человеческого капитала, по мнению Б. Сианеза и И. Риинена, оказывает положительное влияние на темп роста производительности труда, кроме того, факторы, вызывающие эндогенный рост (в особенности технологические изменения), непосредственно связаны с запасом человеческого капитала [43, р. 5].

Возникают не только прямые, но и косвенные (внешние) эффекты (или экстерналии образования), так как выгоды от приобретаемого в индивидуальном порядке образования могут «переливаться» к другим людям: в промышленности, в городе, в регионе и стране в целом. Возникает социальная отдача образования на макроуровне, отличная от частной, существование и значительные масштабы которой дают экономическое обоснование для общественной поддержки образования. Можно предположить, вслед за Е. Ханушеком и Д. Кимко, а также И. Темплом, П. Кленоу и А. Родригезом-Клерэ, что чем выше социальная норма отдачи образования по сравнению с частной, тем более эффективными являются общественные расходы на образование [29, 32, 44].

Как отмечают Дж. Псачаропулос и Х. Патринос, частная норма отдачи образования обычно выше, чем социальная норма отдачи, если последняя определяется на основе оценок частных выгод и общих (частных и общественных) затрат [39, р. 1]; см. также А. де ла Фуэнте и А. Чикконе [22, р. 3–4]. В последние десятилетия появились работы, в которых расчет социальных норм отдачи образования проводится на основе макроэкономических исследований, использующих данные о средних доходах и образовательных достижениях населения ряда стран (или регионов), а не переписей населения или социологических опросов. Данный подход дает более высокие социальные нормы отдачи образования, так как позволяет учесть экстерналии выгоды от образования, получаемые обществом в целом. Примерами могут служить работы Р. Холла и Ч. Джонса [27] и Ф. Каселли [19].

Понятие образовательных экстерналий широко обсуждается в западной экономической литературе. Выгоды от индивидуально приобретаемого образования не могут быть ограничены уровнем индивидуума, но легко «переливаются» к другим, нарастая на высокоагрегированных уровнях, особенно на макроэкономическом. Эти представления отличаются от традиционного неоклассического подхода и опираются на предположение о существенной роли, которую образовательные экстерналии играют в экономическом росте. Каналами для их возникновения и распространения являются положительное влияние образованных работников на производительность их менее образованных коллег или «соседей», а также «переливы» выгод от технического прогресса и накопления знаний от одних экономических субъектов к другим внутри фирм, городов, регионов и стран, а также между ними.

Внешние социальные последствия индивидуальных инвестиций в человеческий капитал формируют косвенные экономические выгоды. Как

было показано Б. Сианези и И. Рииненом, большее образование населения связано с лучшим здоровьем, лучшим отцовством и материнством, более низкой преступностью, лучшим природным окружением, широким политическим и общественным сотрудничеством, большей социальной сплоченностью, каждое из которых, в свою очередь, имеет положительные обратные связи с экономическим ростом [43, р. 5–6]. Существование положительных для всей экономики образовательных переливов (не берущихся в расчет при принятии индивидуальных решений об инвестициях в образование) является важным экономическим обоснованием для общественного финансирования образования.

Насколько значительно влияние образовательных экстерналий на экономический рост? Оценка их влияния в США представлена в недавнем исследовании С.М. Чоу [20, р. 33]. По его расчетам, социальная норма отдачи образования составляет 9 %, в то время как частная норма отдачи – 6,6 %, т.е. экстернальные выгоды от образования в США значительны [20, р. 33].

В научной литературе выделяют две основные причины ускоренного экономического роста в городах: объективно возникающая внешняя экономия на масштабах производства, как считает П. Ромер [42], и внешние эффекты, связанные с «расплескиванием» знаний, как считает Р. Лукас [33], которые увеличивают отдачу частных инвестиций в человеческий капитал и порождают экономический рост. Как отмечают Д. Блэк и В. Хендерсон, с тех пор как А. Маршалл высказал мысль, что города обеспечивают тесное соседство и интенсивные контакты людей, генерирующие локальные переливы информации, экономия от масштаба производства стала ключевым понятием в теории урбанизации [15, р. 253].

Роль «разбрызгивания» знаний в городах находится в центре внимания эмпирических исследований, которые показывают, что уровень местного среднего человеческого капитала влияет на индивидуальные заработки, как это показал И. Раух [41].

Естественно предположить, что существует связь среднего уровня образования с объемами производства и уровнями потребления населения регионов России. Для выявления такой связи воспользуемся расширенной неоклассической моделью, т.е. включим в производственную функцию Кобба–Дугласа дополнительную независимую переменную, характеризующую уровень накопления человеческого капитала – средний уровень образования занятого в экономике регионов населения. Такая форма зависимости используется в работах Р. Холла и Ч. Джонса [27] и Ф. Каселли [19], применявших данные о средних доходах и образовательных достижениях населения ряда стран (или регионов). Аналогичную функцию с экспоненциальной зависимостью от человеческого капитала использовали М. Билс и П. Кленов [16].

3. Описание модели и результатов эмпирической проверки влияния урбанизации на отдачу человеческого капитала в России

Попытаемся проверить наличие дифференциации норм отдачи образования в экономике России на основе макроэкономического исследования социальных норм отдачи образования на базе статистических данных Росстата за период 1999–2010 гг.

Используемая для макроэкономического анализа модель описывается расширенной производственной функцией (1).

$$y_i = Ak_i^\alpha \exp(\gamma h_i + b_1 d_1 h_i + b_2 d_2 h_i), \quad (1)$$

где y_i – доходы (или потребительские расходы) в расчете на одного занятого в экономике i -го региона; A – константа, характеризующая общую факторную производительность; k_i – фондовооруженность труда одного занятого в экономике i -го региона; h_i – переменная, характеризующая человеческий капитал (средняя продолжительность образования одного занятого в экономике i -го региона).

Для учета различий в масштабах экономики регионов России использована «взвешенная» регрессия, что повышает качество расчетов и позволяет уточнить оценки, а также получить некоторые новые результаты. В качестве «весов» используется переменная «доходы населения регионов», что позволяет «усреднить» коэффициенты регрессии в расчете на единицу эффективного труда. При расчете социальной нормы отдачи образования используются зависимые переменные «доходы населения в расчете на одного занятого» в экономике регионов и «денежные потребительские расходы и сбережения населения в расчете на одного занятого» с 2000 по 2010 г., а также независимые переменные: средняя продолжительность образования (h) одного занятого в экономике региона и фондовооруженность труда (k). Коэффициент γ при переменной h характеризует социальную норму отдачи от образования.

Для учета специфических особенностей российских регионов, которые могут существенно различаться по степени урбанизации и другим характеристикам, дополнительно введены две «перекрестные» фиктивные переменные:

d_1 – фиктивная переменная, характеризующая особенности экономики городов-мегаполисов (для Москвы и Санкт-Петербурга она равна 1, и 0 – для всех прочих);

d_2 – фиктивная переменная, характеризующая особенности экономики регионов, включающих крупные индустриальные и научные центры – города миллионеры (регионы, включающие Ростов-на-Дону, Уфу, Пермь, Нижний Новгород, Казань, Самару, Волгоград, Челябинск, Екатеринбург, Омск, Новосибирск, имеют ее равной 1, и 0 для всех прочих).

«Перекрестные дамми», т.е. переменные, полученные перемножением среднего уровня образования населения, занятого в экономике региона, на фиктивную переменную, характеризующую степень урбанизации региона, позволяют выявить прирост (или уменьшение) уровня социальной нормы отдачи за счет эффектов урбанизации.

Если коэффициент регрессии при перекрестной дамми положителен и статистически значим, урбанизация увеличивает социальную норму отдачи.

Соответствующее уравнение регрессии имеет вид:

$$\ln y_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \gamma h_i + b_1 d_1 h_i + b_2 d_2 h_i + \varepsilon_i. \quad (2)$$

Результаты расчетов коэффициентов регрессионного уравнения приведены в табл. 2 и 3.

Таблица 2

Взаимосвязь доходов в расчете на одного занятого с уровнем образования, с фондовооруженностью труда, с уровнем образования и урбанизацией в 1999–2010 гг.

Показатели регрессии	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.
Конст. ln A	-5,008	0,427	0,651	0,542	2,188	3,650**	2,605*	3,226*	-3,761**	4,064*	7,237*	3,545*
Ст. ошиб.	1,569	1,065	1,220	1,180	1,347	1,556	0,987	1,121	1,538	1,175	0,400	1,061
t-стат.	-3,192	0,401	0,534	0,459	1,624	2,345	2,640	2,878	-2,446	3,459	18,079	3,341
Значим.	0,002	0,689	0,595	0,648	0,108	0,021	0,010	0,005	0,017	0,001	0,000	0,001
Коэф. α (B)	0,996*	0,895*	0,560*	0,421*	0,498*	0,470*	0,381*	0,423*	0,865*	0,322*	0,383*	0,226*
Ст. ошиб.	0,082	0,061	0,040	0,043	0,044	0,041	0,031	0,031	0,090	0,034	0,035	0,033
Beta	0,431*	0,540	0,585*	0,439*	0,453*	0,441*	0,464*	0,465*	0,421*	0,609*	0,646*	0,382*
t-стат.	10,74	14,62	13,97	9,687	11,432	11,529	12,357	13,866	9,637	9,565	10,903	6,951
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэф. γ (B)	0,662*	0,231**	0,379*	0,460*	0,306*	0,413*	0,371*	0,285*	0,552*	0,305*	0,036**	0,413*
Ст. ошиб.	0,134	0,091	0,101	0,098	0,114	0,130	0,082	0,092	0,131	0,097	0,017	0,087
Beta	0,619*	0,260*	0,417*	0,457*	0,274*	0,375*	0,451*	0,291*	0,497*	0,459*	0,126**	0,581*
t-стат.	4,034	2,578	3,741	4,677	2,693	3,170	4,504	3,118	4,215	3,130	2,067	4,723
Значим.	0,000	0,012	0,000	0,000	0,009	0,002	0,000	0,003	0,000	0,002	0,042	0,000
Коэф. b_1 B	0,028**	0,062*	0,031*	0,039*	0,050*	0,039*	0,025*	0,042*	0,039*	-0,002	0,028*	0,006
Ст. ошиб.	0,013	0,010	0,010	0,009	0,009	0,010	0,007	0,007	0,012	0,008	0,004	0,007
Beta	0,279*	0,626*	0,359*	0,429*	0,545*	0,454*	0,326*	0,513*	0,402*	-0,037	0,451*	0,097
t-стат.	2,195	6,081	3,175	4,404	5,492	3,910	3,370	5,602	3,364	-0,276	6,806	0,838
Значим.	0,031	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,001	0,784	0,000	0,405
Коэф. b_2 B	0,007	0,006	0,002	0,009***	0,010**	0,010*	0,011*	0,012*	0,007	0,004	0,008**	0,004
Ст. ошиб.	0,005	0,005	0,004	0,005	0,004	0,004	0,003	0,003	0,005	0,003	0,003	0,003
Beta	0,061	0,051	0,016	0,086***	0,095**	0,097*	0,122*	0,124*	0,061	0,070	0,118**	0,058
t-стат.	1,548	1,418	0,398	1,942	2,519	2,694	3,429	3,703	1,487	1,340	2,377	1,230
Значим.	0,125	0,160	0,692	0,056	0,014	0,009	0,001	0,000	0,141	0,184	0,020	0,222
Коэф. дет-ции F	0,89	0,906	0,877	0,861	0,898	0,906	0,909	0,920	0,883	0,810	0,833	0,843
P – уров.	1,678	200,14	147,37	128,03	182,26	199,58	205,8	235,65	149,74	82,28	95,79	103,4
Кол. рег-ов	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	88	88	88	88	88	88	87	87	84	82	82	82

Примечание. Здесь и в табл. 3 и 4: * – параметр имеет 1%-ю значимость; ** – параметр имеет 5%-ю значимость; *** – параметр имеет 10%-ю значимость.

Таблица 3

Взаимосвязь расходов в расчете на одного занятого с уровнем образования, с фондовооруженностью труда, уровнем образования и урбанизацией в 1999–2010 гг.

Показатели регрессии	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.
Конст. $\ln A$	-7,051*	-0,584	-1,554	0,309	0,953	-0,200	1,115	1,398	-5,163*	4,512*	7,601*	3,824*
Ст. ошиб.	1,669	1,205	1,413	1,251	1,525	1,780	1,462	1,210	1,663	1,466	0,486	1,339
t -стат.	-4,226	-0,484	-1,100	0,247	0,625	-0,112	0,763	1,156	-3,105	3,078	15,644	2,856
Значим.	0,000	0,629	0,275	0,806	0,534	0,911	0,448	0,251	0,003	0,003	0,000	0,006
Коэф. α (B)	0,553*	0,608*	0,374*	0,280*	0,348*	0,336*	0,303*	0,281*	0,518*	0,249*	0,296*	0,152*
Ст. ошиб.	0,088	0,069	0,047	0,046	0,049	0,047	0,040	0,038	0,097	0,042	0,043	0,041
Beta	0,230*	0,324*	0,318*	0,262*	0,296*	0,304*	0,333*	0,344*	0,216*	0,442*	0,506	0,256
t -стат.	6,302	8,778	7,994	6,091	7,014	7,211	7,618	7,444	5,334	5,921	6,954	3,712
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэф. γ (B)	0,961*	0,431*	0,625*	0,535*	0,472*	0,582*	0,482*	0,485*	0,796*	0,292*	0,024	0,402*
Ст. ошиб.	0,143	0,103	0,117	0,104	0,129	0,149	0,119	0,101	0,143	0,122	0,021	0,110
Beta	0,770*	0,422*	0,559*	0,475*	0,397*	0,509*	0,491*	0,591*	0,614*	0,399*	0,084	0,561*
t -стат.	6,729	4,188	5,342	5,136	3,663	3,905	4,041	4,802	5,624	2,320	1,121	3,643
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,023	0,266	0,000
Коэф. $b_1 B$	0,025***	0,063*	0,043*	0,051*	0,049*	0,035*	0,030*	0,019**	0,042*	0,012	0,035*	0,012
Ст. ошиб.	0,013	0,012	0,011	0,009	0,010	0,012	0,010	0,009	0,013	0,010	0,005	0,009
Beta	0,216*	0,558*	0,405*	0,503*	0,507*	0,386*	0,369*	0,248**	0,371*	0,196	0,558*	0,186
t -стат.	1,869	5,418	3,836	5,446	4,802	3,017	3,100	2,084	3,351	1,245	6,856	1,277
Значим.	0,065	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,003	0,040	0,001	0,217	0,000	0,205
Коэф. $b_2 B$	0,019*	0,016*	0,018*	0,018*	0,015*	0,013*	0,016*	0,016*	0,018*	0,011*	0,014*	0,009**
Ст. ошиб.	0,005	0,005	0,005	0,005	0,005	0,047	0,004	0,004	0,005	0,004	0,004	0,004
Beta	0,132*	0,113*	0,148*	0,149*	0,130*	0,304*	0,169*	0,185*	0,132*	0,167*	0,204*	0,131**
t -стат.	3,685	3,137	3,795	3,559	3,248	7,211	3,903	4,216	3,451	2,731	3,337	2,209
Значим.	0,000	0,002	0,000	0,001	0,002	0,000	0,000	0,000	0,001	0,008	0,001	0,030
Коэф. дет-ции	0,909	0,906	0,891	0,875	0,884	0,886	0,864	0,863	0,900	0,740	0,747	0,754
F	206,49	199,74	169,6	144,67	158,24	161,03	130,77	128,97	177,58	54,74	56,98	59,06
P – уров.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Кол. рег-ов	88	88	88	88	88	88	87	87	84	82	82	82

Коэффициенты детерминации в табл. 2 довольно высоки, они колеблются от 0,8 до 0,9. Подавляющее большинство коэффициентов при независимых переменных статистически значимы на 1%-м уровне. Наблюдается значительное снижение коэффициентов эластичности доходов в расчете на одного занятого по фондовооруженности труда (α) – за десятилетний период практически в четыре раза. Снизилась и социальная норма отдачи образования (коэффициент γ), примерно в полтора раза за десять лет, с резким падением в десять раз в кризис 2009 г. Использование фиктивных переменных позволило выявить, что в более урбанизированных регионах социальная норма отдачи выше.

Отражающий «премию» за «столичность» коэффициент при первой «перекрестной дамми» для Москвы и Санкт-Петербурга (b_1) был статистически значим на 1%-м уровне и положителен с 1999 по 2007 г., колеблясь на уровне 4–5 %, и оказался статистически незначим для 2008 и 2010 гг. «Премия» для регионов с городами-миллионниками значительно ниже, на уровне 1 %, и этот коэффициент (b_2) статистически значим только для периода 2002–2006 гг.

То есть социальная норма отдачи оказалась несколько выше в городах-мегаполисах практически для всех лет рассматриваемого периода, за исключением двух лет в его конце, и практически статистически незначительной для регионов с городами-миллионниками.

Аналогичные результаты дают расчеты по другой зависимой переменной, «потребительские расходы и сбережения населения» в расчете на одного занятого в экономике региона. Как представляется, расчеты по данной переменной не только позволяют проконтролировать влияние городских агломераций на величины социальных норм отдачи образования, рассчитанные по переменной «доходы в расчете на одного занятого», но и дают более объективные оценки этих норм. Дело в том, что сами зависимые переменные как статистические показатели включают в себя случайные и систематические ошибки. Поскольку в России значительная часть доходов населения скрыта от учета и налогообложения, то, как можно предположить, показатель «потребительские расходы и сбережения населения» является более точной переменной, характеризующей уровень экономического развития регионов. Следовательно, и социальные нормы отдачи образования, рассчитанные по данной переменной, являются более точными. Результаты расчета параметров регрессионного уравнения с использованием этой переменной, приведенные в табл. 3, подтверждают результаты, приведенные в табл. 2. Коэффициенты эластичности потребительских расходов населения по фондовооруженности труда также имеют тенденцию к снижению, они снизились в 3–4 раза за 12-летний период. Социальная норма отдачи образования также снизилась примерно в два раза за тот же период.

Премия за «столичность», т.е. прибавка к социальной норме отдачи в городах-мегаполисах, положительна и статистически значима в подавляющем большинстве лет рассматриваемого периода. Она колеблется от 2 до 6 % и становится статистически незначимой для 2008 и 2010 гг., так же, как и в предыдущем случае. Что самое интересное, «прибавка» к социальной норме отдачи для регионов с городами-миллионниками хотя и вдвое-втрое

меньше, чем в мегаполисах, на уровне 1–2 %, но статистически значима для всех лет рассматриваемого периода.

Можно сделать вывод, что в крупных городах социальная норма отдачи образования несколько выше, чем в среднем по России, в мегаполисах на 3–5 % в 2000–2007 гг., в регионах с городами-миллионниками в том же периоде на 1–2 %.

Концентрация высококвалифицированных работников и наукоемких производств в крупнейших городах способствует ускорению «перелива» знаний и технологий от одной фирмы к другой, из одной отрасли в другую. Накопление человеческого капитала увеличивает образовательные экстерналии. Соответственно, социальная норма отдачи должна быть выше в регионах с крупными городами и ниже – в менее урбанизированных. Следует ожидать, что в мегаполисах – Москве и Санкт-Петербурге – социальная норма отдачи достигает максимального значения. Как отмечает Н.В. Зубаревич: «Важнейшую роль в развитии страны играют наиболее модернизированные федеральные города и “миллионники”, где сконцентрировано почти 20 % населения страны. Воздействие агломерационного эффекта (эффекта масштаба) в крупнейших городах максимально и они выигрывают конкуренцию с остальными городами России» [4, с. 6].

Можно предположить, что эффекты городской агломерации тесно связаны с человеческим капиталом, и правы экономисты, выдвигающие предположение, что в городах ярче проявляются экстерналии человеческого капитала, связанные с «переливом» знаний и сетевыми эффектами (эффектами соседства). Как отмечает Н.В. Зубаревич: «Гигантская концентрация финансовых и инвестиционных ресурсов в Москве не только ускоряет модернизацию потребительского поведения москвичей, но, как пылесос, вытягивает в столицу наиболее конкурентоспособные человеческие ресурсы со всей страны, не говоря уже о притоке низкоквалифицированных мигрантов из других стран. В Санкт-Петербурге происходит то же самое, но в гораздо меньших масштабах. Городам-“миллионникам” трудно конкурировать со столичной агломерацией. Тем не менее, импульс роста и модернизации распространяется по иерархической системе городов – от федеральных к менее крупным» [4, с. 6–7].

4. Обсуждение результатов проведенного анализа и основные выводы

Представленные в других работах, например, А. Лукьяновой, расчеты частной нормы отдачи от образования в России на основе микроэконометрического анализа первичных данных выборочных обследований показывают, что у работников, проживающих в сельской местности, отдача от образования выше, чем у работников с аналогичными характеристиками, проживающих в городах [8]. Напротив, наше исследование, основанное на макроэкономических оценках, выявило повышенные социальные нормы отдачи образования в наиболее урбанизированных регионах России. Наличие расхождений может объясняться дефицитом высококвалифицированных работников на селе, значительным занижением доходов низкоквалифицированных сельских работников (из-за занятости в неформальном

секторе экономики, недоучета доходов от продукции, выращенной в личном подсобном хозяйстве). Однако основной причиной расхождений в оценках на микро- и макроуровне, на наш взгляд, является влияние экстерналий и диффузии знаний на нормы отдачи от образования, которые значительно выше в крупных городах, т.е. эффектах, не отражающихся на уровнях и дифференциации заработной платы на микроэкономическом уровне.

В табл. 4 представлены результаты расчетов макроэкономических частных норм отдачи образования (и их дифференциации) с использованием уравнения регрессии 2, где в качестве зависимой переменной выступает показатель «среднемесячная начисленная заработная плата» занятого в экономике региона населения. В данном случае связь зависимой переменной с человеческим капиталом значительно слабее, чем в предыдущих случаях, влияние степени урбанизации регионов на среднемесячную заработную плату практически отсутствует даже в мегаполисах (коэффициент b_1) и полностью отсутствует в регионах с городами-миллионниками.

Очевидно, что дифференциация уровней заработной платы по регионам России в большей степени связана с различиями в фондовооруженности труда по регионам, а не с дифференциацией уровней образования занятого в экономике регионов населения.

Данный результат не противоречит результатам расчетов частных норм отдачи образования на микроэкономическом уровне уже упомянутых российских авторов. Можно с большим основанием предположить, что различия в уровнях образования занятого в экономике регионов населения России в большей степени влияют не на официальную заработную плату, а на доходы, не входящие в нее, т.е. на доходы от предпринимательской деятельности, от собственности и на прочие доходы (включая скрытую заработную плату). Такой результат можно объяснить двояким образом. С одной стороны, он, по-видимому, свидетельствует о наличии экстерналий человеческого капитала, т.е. о том, что значительная часть выгод от образования достается не самим работникам, а работодателям, а если и самим работникам, то в виде «прочих» доходов. Во-вторых, свидетельствует о значительных недостатках проводимой в России политики оплаты труда. Очевидно, что дифференциация «официальной» заработной платы слабо связана с дифференциацией уровней образования и не стимулирует накопление человеческого капитала. В-третьих, можно предположить, так как в крупных урбанизированных регионах выше концентрация работников с высшим образованием и соответственно выше конкуренция между ними на рынке труда, то как следствие снижается частная отдача образования.

Таким образом, в нашем исследовании выявлено, что в мегаполисах выше экстерналии образования и относительно более высоки доходы, не входящие в официальную заработную плату. Этот эффект устойчив и статистически значим на протяжении достаточно длительного периода. Наличие данного эффекта вызвано тем, что в мегаполисах выше уровень накопленного человеческого капитала и, соответственно, активнее происходит производство и накопление новых знаний, больше емкость рынков, более развито общественное разделение труда, значительнее эффект масштаба производства. Данные факторы обеспечивают более высокий уровень и темп роста производительности труда, который приводит к росту доходов

Таблица 4

Взаимосвязь среднемесячной заработной платы с уровнем образования занятого в экономике региона населения, фоновую рождаемостью труда и урбанизацией в 1999–2010 гг.

Показатели регрессии	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.
Конст. ln A	-2,67**	1,638***	0,657	1,290	2,327**	2,110	2,09**	3,001*	3,999*	4,41*	6,05*	4,07*
Ст. ошиб.	1,141	0,968	1,231	1,187	1,114	1,353	1,144	0,971	1,143	1,152	0,361	0,943
t-стат.	-2,339	1,692	0,533	1,087	2,089	1,560	1,831	3,091	3,498	3,828	16,75	4,317
Значим.	0,022	0,094	0,595	0,280	0,040	0,123	0,071	0,003	0,001	0,000	0,000	0,000
Коэф. α (B)	1,16*	1,138*	0,803*	0,60*	0,712*	0,675*	0,584*	0,541*	0,521*	0,46*	0,49*	0,43*
Ст. ошиб.	0,078	0,056	0,041	0,044	0,036	0,035	0,031	0,030	0,034	0,033	0,032	0,029
Beta	0,77*	0,899*	0,861*	0,76*	0,819	0,796*	0,749*	0,732*	0,728*	0,74*	0,77*	0,67*
t-стат.	14,79	20,45	19,72	13,85	19,77	19,057	18,786	17,842	15,32	14,05	15,61	15,06
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэф. γ (B)	0,281*	-0,022	0,215**	0,269*	0,145	0,19***	0,249*	0,209**	0,150	0,157	0,018	0,207*
Ст. ошиб.	0,098	0,083	0,102	0,099	0,094	0,113	0,093	0,081	0,097	0,096	0,016	0,078
Beta	0,243*	-0,032	0,242**	0,324*	0,164	0,22***	0,297*	0,283**	0,184	0,196	0,057	0,265*
t-стат.	2,855	-0,267	2,108	2,726	1,544	1,695	2,674	2,583	1,541	1,639	1,122	2,666
Значим.	0,005	0,790	0,038	0,008	0,126	0,094	0,009	0,012	0,127	0,105	0,265	0,009
Коэф. $b_1 B$	0,02*	0,033*	0,014	0,010	0,013***	0,012	0,008	0,010	0,014***	0,008	0,02*	0,009
Ст. ошиб.	0,006	0,009	0,010	0,009	0,007	0,009	0,008	0,007	0,008	0,008	0,004	0,006
Beta	0,271	0,437*	0,169	0,133	0,18***	0,172	0,114	0,149	0,20***	0,120	0,29*	0,136
t-стат.	3,169	3,570	1,462	1,123	1,739	1,356	1,052	1,406	1,805	1,090	5,308	1,447
Значим.	0,002	0,001	0,148	0,265	0,086	0,179	0,296	0,164	0,075	0,279	0,000	0,152
Коэф. $b_2 B$	-0,001	-0,003	0,001	0,000	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001	0,000	0,000	-0,003	-0,003
Ст. ошиб.	0,004	0,004	0,004	0,005	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003
Beta	-0,009	-0,031	0,012	-0,002	-0,018	-0,019	-0,031	-0,010	0,002	-0,001	-0,037	-0,038
t-стат.	-0,198	-0,719	0,271	-0,045	-0,467	-0,487	-0,765	-0,268	0,061	-0,013	-0,89	-1,002
Значим.	0,844	0,474	0,787	0,964	0,642	0,627	0,446	0,790	0,951	0,990	0,376	0,320
Коэф. дет-ции F	0,840	0,867	0,869	0,793	0,888	0,888	0,887	0,892	0,888	0,872	0,884	0,897
P – уров.	109,2	135,1	137,6	79,46	164,8	164,4	161,4	168,7	156,1	130,7	147,2	168,3
Кол. рег-ов	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	88	88	88	88	88	88	87	87	84	82	82	82

и потребления населения крупных городов, усиливая межрегиональное неравенство. Аналогичные эффекты, но выраженные менее ярко, наблюдаются в других регионах с городами-миллионниками России. Но все указанные эффекты в большей степени связаны с «валовыми» доходами или расходами населения регионов России, но практически не проявляются в случае со среднемесячной заработной платой занятого в экономике регионов населения, что, по-видимому, свидетельствует о наличии значительных экстерналий образования в урбанизированных регионах России.

Литература

1. Гимпельсон В., Лукьянова А. «О бедном бюджетнике замолвите слово...»: межсекторные различия в заработной плате // Вопросы экономики. 2006. № 6. С. 81–106.
2. Гимпельсон В., Горбачева Т., Капелюшников Р. и др. Формирование заработной платы: взгляд сквозь призму профессий // Вопросы экономики. 2007. № 10. С. 52–74.
3. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшниковой. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2008. 575 с.
4. Зубаревич Н.В. Города как центры модернизации экономики и человеческого капитала // Общественные науки и современность. 2010. № 5. С. 5–19.
5. Капелюшников Р.И. Спрос и предложение высококвалифицированной рабочей силы в России: кто бежал быстрее? Ч. II // Вопросы экономики. 2012. № 3. С. 120–147.
6. Корицкий А.В. Макроэкономическая оценка социальной нормы отдачи образования // Креативная экономика. 2007. № 12. С. 72–80.
7. Корицкий А.В. Макроэкономическая оценка социальной нормы отдачи образования (окончание) // Креативная экономика. 2008. № 1. С. 71–77.
8. Лукьянова А.Л. Отдача от образования: что показывает мета-анализ // Экономический журнал ВШЭ. Т. 14, № 3. С. 326–348.
9. Российский работник: образование, профессия, квалификация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшниковой. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2011.
10. Agrawal T. Returns to Education in India: Some Recent Evidence // Indira Gandhi Institute of Development Research. WP2011-017. September 2011.
11. Asadullah M.N. Returns to Education in Bangladesh // Education Economics. 2006. Vol. 14, № 4. P. 453–468.
12. Barro R. Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.
13. Bassanini A., Scarpetta S. The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence for OECD Countries // OECD Economic Studies. 2001. № 33. P. 9–56.
14. Benhabib I., Spiegel M.M. The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data // Journal of Monetary Economics. 1994. Vol. 34, № 2. P. 143–173.
15. Black D., Henderson V. Spatial Evolution of Population and Industry, AER, May 1999. P. 253–327.
16. Bils M., Klenow P.J. Does Schooling Cause Growth or the Other Way Around? // NBER Working Paper Series. Working Paper No 6393. February 1998.
17. Boucekkine R., de la Croix D., Licandro O. Vintage Human Capital, Demographic Trends, and Endogenous Growth // Journal of Economic Theory. 2002. Vol. 104, № 2. P. 340–375.
18. Boucekkine R., de la Croix D., Peeters D. Early Literacy Achievements, Population Density and the Transition to Modern Growth // Technical Report. CORE. 2005.

19. *Caselli F.* Accounting for Cross – Country Income Differences // CEP Discussion Paper № 667. January 2005.
20. *Choi S.M.* How Large are Learning Externalities? // *International Economic Review*. 2011. Vol. 52, № 4. P. 33–1103.
21. *de la Croix D., Lindh Th., Malmberg B.* Growth and Longevity from the Industrial Revolution to the Future of an Aging Society // UCL Discussion Paper, June 2006-37.
22. *de la Fuente A., Ciccone A.* Human capital in a global and knowledge-based economy // Report for European Commission. May 2002.
23. *Duraisamy P.* Changes in returns to education in India, 1983–94: by gender, age-cohort and location // *Economics of Education Review*. 2002. Vol. 21, № 6. P. 609–622.
24. *Galor O., Weil D.* Population, Technology, and growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and beyond // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90, № 4. P. 806–828.
25. *Goetz S.J., Rupasingha A.* The Return to Education in Rural Areas // *The Review of Regional Studies*. 2004. Vol. 34, № 3. P. 245–259.
26. *Haisken-DeNew J.P., Michaelsen M.M.* Migration Magnet: The role of work experience in rural-urban wage differentials in Mexico // *Ruhr Economic Paper* No 263. June 2011.
27. *Hall R.E., Jones Ch.I.* Why do some countries produce so much more output per worker than others? // NBER Working Paper Series. Working Paper 6564. May 1998.
28. *Hanushek E.* Publicly Provided Education. In Alan J. Auerbach and Martin Feldstein, eds. *Handbook of Public Economics*. Vol. 4. Amsterdam: North-Holland, 2002. P. 2045–2141.
29. *Hanushek E.A., Kimko D.* Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90, № 5. P. 1184–1208.
30. *Kelly A., Schmidt R.* Aggregate population and economic growth correlations: the role components of demographic changes // *Demography*. 1995. Vol. 32. P. 543–555.
31. *Kimenyi M.S., Mwabu G., Manda D.K.* Human Capital Externalities and Private Returns to Education in Kenya // *Eastern Economic Journal*. 2006. Vol. 32, № 3. P. 493–513.
32. *Klenow P., Rodriquez-Clare A.* The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far? // NBER Macroeconomics Annual. 1997. Vol. 12. P. 73–114.
33. *Lucas R.E.* On the Mechanics of Economic Development // *Journal of Monetary Economics*. July 1988. Vol. 22, № 1. P. 3–42.
34. *Luo X., Zhu N.* Rising Income Inequality in China: A Race to the Top // *The World Bank. Policy Research Working Paper* 4700. August 2008.
35. *Nielsen H.S., Westergard-Nielsen N.* Returns to Schooling in LDCs: New Evidence from Zambia // *Centre for Labour Market and Social Research Working Paper* 98-10. September 1998.
36. *Nugent J.B., Saleh M.* Intergenerational Transmission Of, And Returns To Human Capital And Changes Therein Over Time: Empirical Evidence From Egypt // *Economic Research Forum Working Paper* 468. February 2009.
37. *Orazem P., Glewwe P., Patrinos H.* The benefits and costs of alternative strategies to improve educational outcomes // *Iowa State University. Department of Economics Working Paper* No 07028. November 2007.
38. *Paternostro S., Sahn D.E.* Wage determination and gender discrimination in a transition economy: the case of Romania // *The World Bank. Policy Research Working Paper* 2113. May 1999.
39. *Psacharopoulos G., Patrinos H.A.* Returns to Investment in Education: A Further Update // *The World Bank. Policy Research Working Paper* 2881. September 2002.
40. *Ram R., Schultz T.* Life span, health, savings and productivity // *Economic Development and Cultural Change*. 1977. Vol. 27. P. 399–421.
41. *Rauch J.E.* Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities // *Journal of Urban Economics*. 1993. Vol. 34, № 3. P. 380–400.

42. *Romer P.M.* Increasing Returns and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94, № 5. P. 1002–1037.
43. *Sianesi B., Reenen J.V.* The Returns to Education: A Review of Empirical Macroeconomic Literature // *The Institute for Fiscal Studies. IFS. WPO2/05*. March 2002.
44. *Templ J.* Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries // *OECD Economic Studies*. 2001. № 33. P. 57–101.
45. *Verner D.* Labor Markets in Rural and Urban Haiti // *The World Bank. Policy Research Working Paper 4574*. March 2008.
46. *Warunsiri S., McNown R.* The Returns to Education in Thailand: A Pseudo-Panel Approach // *World Development*. 2010. Vol. 38, № 11. P. 1616–1625.

Bibliography

1. *Gimpel'son V., Luk'janova A.* «O bednom bjudzhetnike zamolvite slovo...»: mezhsektornye razlichija v zarabotnoj plate // *Voprosy jekonomiki*. 2006. № 6. P. 81–106.
2. *Gimpel'son V., Gorbacheva T., Kapeljushnikov R. i dr.* Formirovanie zarabotnoj platy: vzgljad skvoz' prizmu professij // *Voprosy jekonomiki*. 2007. № 10. P. 52–74.
3. *Zarabotnaja plata v Rossii: jevoljucija i differenciacija / pod red. V.E. Gimpel'sona i R.I. Kapeljushnikova*. M.: Izd. dom GU VShJe, 2008. 575 p.
4. *Zubarevich N.V.* Goroda kak centry modernizacii jekonomiki i chelovecheskogo kapitala // *Obshhestvennye nauki i sovremennost'*. 2010. № 5. P. 5–19.
5. *Kapeljushnikov R.I.* Spros i predlozhenie vysokokvalificirovannoj rabochej sily v Rossii: kto bezhal bystree? Ch. II // *Voprosy jekonomiki*. 2012. № 3. P. 120–147.
6. *Korickij A.V.* Makroekonomicheskaja ocenka social'noj normy otdachi obrazovaniya // *Kreativnaja jekonomika*. 2007. № 12. P. 72–80.
7. *Korickij A.V.* Makroekonomicheskaja ocenka social'noj normy otdachi obrazovaniya (okonchanie) // *Kreativnaja jekonomika*. 2008. № 1. P. 71–77.
8. *Luk'janova A.L.* Otdacha ot obrazovaniya: chto pokazyvaet meta-analiz // *Jekonomicheskij zhurnal VShJe*. T. 14, № 3. P. 326–348.
9. *Rossijskij rabotnik: obrazovanie, professija, kvalifikacija / pod red. V.E. Gimpel'sona, R.I. Kapeljushnikova*. M.: Izd. dom GU VShJe, 2011.
10. *Agrawal T.* Returns to Education in India: Some Recent Evidence // *Indira Gandhi Institute of Development Research. WP2011-017*. September 2011.
11. *Asadullah M.N.* Returns to Education in Bangladesh // *Education Economics*. 2006. Vol. 14, № 4. P. 453–468.
12. *Barro R.* *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.
13. *Bassanini A., Scarpetta S.* The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence for OECD Countries // *OECD Economic Studies*. 2001. № 33. P. 9–56.
14. *Benhabib I., Spiegel M.M.* The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data // *Journal of Monetary Economics*. 1994. Vol. 34, № 2. P. 143–173.
15. *Black D., Henderson V.* Spatial Evolution of Population and Industry, *AER*, May 1999. P. 253–327.
16. *Bils M., Klenow P.J.* Does Schooling Cause Growth or the Other Way Around? // *NBER Working Paper Series. Working Paper No 6393*. February 1998.
17. *Boucekkine R., de la Croix D., Licandro O.* Vintage Human Capital, Demographic Trends, and Endogenous Growth // *Journal of Economic Theory*. 2002. Vol. 104, № 2. P. 340–375.
18. *Boucekkine R., de la Croix D., Peeters D.* Early Literacy Achievements, Population Density and the Transition to Modern Growth // *Technical Report. CORE*. 2005.
19. *Caselli F.* Accounting for Cross – Country Income Differences // *CEP Discussion Paper № 667*. January 2005.

20. *Choi S.M.* How Large are Learning Externalities? // *International Economic Review*. 2011. Vol. 52, № 4. P. 33–1103.
21. *de la Croix D., Lindh Th., Malmberg B.* Growth and Longevity from the Industrial Revolution to the Future of an Aging Society // *UCL Discussion Paper*, June 2006-37.
22. *de la Fuente A., Ciccone A.* Human capital in a global and knowledge-based economy // *Report for European Commission*. May 2002.
23. *Duraisamy P.* Changes in returns to education in India, 1983–94: by gender, age-cohort and location // *Economics of Education Review*. 2002. Vol. 21, № 6. P. 609–622.
24. *Galor O., Weil D.* Population, Technology, and growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and beyond // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90, № 4. P. 806–828.
25. *Goetz S.J., Rupasingha A.* The Return to Education in Rural Areas // *The Review of Regional Studies*. 2004. Vol. 34, № 3. P. 245–259.
26. *Haisken-DeNew J.P., Michaelsen M.M.* Migration Magnet: The role of work experience in rural-urban wage differentials in Mexico // *Ruhr Economic Paper No 263*. June 2011.
27. *Hall R.E., Jones Ch.I.* Why do some countries produce so much more output per worker than others? // *NBER Working Paper Series*. Working Paper 6564. May 1998.
28. *Hanushek E.* Publicly Provided Education. In Alan J. Auerbach and Martin Feldstein, eds. *Handbook of Public Economics*. Vol. 4. Amsterdam: North-Holland, 2002. P. 2045–2141.
29. *Hanushek E.A., Kimko D.* Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90, № 5. P. 1184–1208.
30. *Kelly A., Schmidt R.* Aggregate population and economic growth correlations: the role components of demographic changes // *Demography*. 1995. Vol. 32. P. 543–555.
31. *Kimenyi M.S., Mwabu G., Manda D.K.* Human Capital Externalities and Private Returns to Education in Kenya // *Eastern Economic Journal*. 2006. Vol. 32, № 3. P. 493–513.
32. *Klenow P., Rodriquez-Clare A.* The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far? // *NBER Macroeconomics Annual*. 1997. Vol. 12. P. 73–114.
33. *Lucas R.E.* On the Mechanics of Economic Development // *Journal of Monetary Economics*. July 1988. Vol. 22, № 1. P. 3–42.
34. *Luo X., Zhu N.* Rising Income Inequality in China: A Race to the Top // *The World Bank. Policy Research Working Paper 4700*. August 2008.
35. *Nielsen H.S., Westergaard-Nielsen N.* Returns to Schooling in LDCs: New Evidence from Zambia // *Centre for Labour Market and Social Research Working Paper 98-10*. September 1998.
36. *Nugent J.B., Saleh M.* Intergenerational Transmission Of, And Returns To Human Capital And Changes Therein Over Time: Empirical Evidence From Egypt // *Economic Research Forum Working Paper 468*. February 2009.
37. *Orazem P., Glewwe P., Patrinos H.* The benefits and costs of alternative strategies to improve educational outcomes // *Iowa State University. Department of Economics Working Paper No 07028*. November 2007.
38. *Paternostro S., Sahn D.E.* Wage determination and gender discrimination in a transition economy: the case of Romania // *The World Bank. Policy Research Working Paper 2113*. May 1999.
39. *Psacharopoulos G., Patrinos H.A.* Returns to Investment in Education: A Further Update // *The World Bank. Policy Research Working Paper 2881*. September 2002.
40. *Ram R., Schultz T.* Life span, health, savings and productivity // *Economic Development and Cultural Change*. 1977. Vol. 27. P. 399–421.
41. *Rauch J.E.* Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities // *Journal of Urban Economics*. 1993. Vol. 34, № 3. P. 380–400.
42. *Romer P.M.* Increasing Returns and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94, № 5. P. 1002–1037.

43. *Sianesi B., Reenen J.V.* The Returns to Education: A Review of Empirical Macroeconomic Literature // The Institute for Fiscal Studies. IFS. WPO2/05. March 2002.
44. *Templ J.* Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries // OECD Economic Studies. 2001. № 33. P. 57–101.
45. *Verner D.* Labor Markets in Rural and Urban Haiti // The World Bank. Policy Research Working Paper 4574. March 2008.
46. *Warunsiri S., McNowan R.* The Returns to Education in Thailand: A Pseudo-Panel Approach // World Development. 2010. Vol. 38, № 11. P. 1616–1625.