Корицкий А.В.
канд. экон. наук, доцент кафедры «Экономическая теория»
Сибирского университета потребительской кооперации,
г. Новосибирск

КПД высшего образования

социальная отдача и эстерналии образования в экономике России[1]

Новые знания и, соответственно, наука и образование, как их источники, играют всё большую роль в современной экономике. Поскольку производство и накопление новых знаний тесно связано с человеческим капиталом, то можно предположить, что оно осуществляется интенсивнее в странах и регионах с большим объёмом уже накопленного человеческого капитала.

Г. Беккер, К. Мэрфи, и Р. Тамура считают, что если норма отдачи инвестиций в человеческий капитал превышает некий средний уровень, то это происходит благодаря эффекту «расплёскивания» выгод от человеческого капитала (1). Возникновение данного эффекта, как считает Р. Барро, происходит благодаря тому, что отдача каких-либо способностей людей (к производству и обмену знаниями, к общению и т.п.) повышается, если их окружают также способные люди (2).

В экономической литературе выделяются две основные причины ускоренного экономического роста в городах: объективно возникающая внешняя экономия на масштабах производства (Ромер П.М., 1986) и внешние эффекты, связанные с «расплёскиванием» знаний (Лукас Р., 1988), которые увеличивают отдачу частных инвестиций в человеческий капитал и порождают экономический рост (3). Роль «разбрызгивания» знаний в городах находится в центре внимания эмпирических исследований, которые показывают, что уровень местного среднего человеческого капитала влияет на индивидуальные заработки (4).

Следовательно, возрастание человеческого капитала в какой-либо стране (или регионе) должно приводить к повышению темпов роста инвестиций в физический и человеческий капитал и, в результате,

[1] Данная статья написана в продолжение и развитие статьи автора «Макроэкономическая оценка социальной нормы отдачи образования», опубликованной в журнале «Креативная экономика» № 12 за 2007 и № 1 за 2008 гг.

к более высоким темпам роста доходов населения, и, следовательно, к более высоким уровням доходов населения. В частности, можно предполагать, что норма отдачи образования должна быть более высокой в городах и плотно населённых регионах, по сравнению с менее урбанизированными и хорошо населёнными регионами, и что социальная норма отдачи образования должна быть выше частной, если принимать в расчёт общественные выгоды от образования.

Расчёты уровней отдачи образования дают результаты многочисленных исследований американских и европейских экономистов. Например, А. де ла Фуэнте и А. Чикконе отмечают, что дополнительный год образования увеличивает заработную плату на индивидуальном уровне на 6,5% в среднем по странам Европы и этот эффект достигает 9% в странах-членах ЕС с менее регулируемым рынком труда. Кроме того, год дополнительного производственного опыта увеличивает заработную плату почти на 5% (5). По их мнению, в «типичной» стране ОЭСР, человеческий капитал обеспечивал до 22% наблюдающегося роста производительности труда в период 1960-1990 гг. и до 45% различий в производительности труда в среднем для этих стран в 1990-е годы (5, с. 6).

дополнительный год образования увеличивает заработную плату на индивидуальном уровне на 6,5%

Как отмечают Дж. Псачаропулос и Х. Патринос, частная норма отдачи образования обычно выше социальной, если последняя определяется на основе оценок частных выгод и общих (частных и общественных) затрат (6, с.1). Общественное финансирование образования обычно возрастает (в расчёте на одного учащегося) с ростом уровня образования.

В последние годы возник интерес к оценкам социальной нормы отдачи, включающей общественные выгоды от образования. Заработки образованных работников не отражают внешние эффекты образования, которые распространяются на общество в целом. Такого рода выгоды известны как экстерналии, или «расплёскивание» выгод, поскольку они «разбрызгиваются» на всех членов общества (6, с.3). Попыток получить такие оценки много, но оценки их величины сильно варьируются (6, с.3). В последние пятнадцать-двадцать лет появились работы, в которых расчёт социальных норм отдачи образования проводится на основе макроэкономических исследований, в которых используются данные о средних доходах и образовательных достижениях населения ряда стран, а не переписей населения или социологических опросов. Примерами могут служить работы Р. Холла и Ч.Джонса (1996 и 1998) и Ф. Каселли (2005) (7).

Наиболее интересным примером расчёта частной нормы отдачи образования в России является статья большой группы авторов, в

которой рассматриваются факторы дифференциации заработной платы (месячных заработков и часовых ставок) по уровню образования, стажу, возрасту и профессиональному статусу (8). Эмпирической базой данного исследования послужили статистические данные: «Обследования заработной платы по профессиям (ОЗПП)», впервые проведённого Росстатом в октябре 2005 года, и охватившего 681 тыс. работников в 87 субъектах РФ. (8, с. 53) В результате расчётов стандартного уравнения Минцера по данным ОЗПП, экономическая отдача высшего образования составила примерно 82% (по сравнению со средним общим образованием). (8, с.68)

Методика макроэкономической оценки нормы отдачи образования описана в работе автора (9). В настоящей статье используются новый показатель и «взвешенная» регрессия, что позволяет повысить качество расчётов и уточнить оценки, а также получить некоторые новые результаты. Социальные нормы отдачи рассчитываются с использованием двух зависимых переменных: «среднемесячные доходы» в расчёте на одного занятого в экономике региона и «среднемесячные расходы» в расчёте на одного занятого в экономике региона. В качестве независимых переменных использовался тот же набор переменных, что и в вышеуказанной статье автора.

Для учёта различий в масштабах экономики регионов России при расчёте регрессионных уравнений используется «взвешенная» регрессия. В качестве «весов», отражающих различия в уров-

заработки образованных работников не отражают внешние эффекты образования, которые распространяются на общество в целом

нях экономического развития и масштабов экономики регионов, берётся переменная «доля среднемесячных доходов» населения региона России в доходах всех регионов, включённых в расчёты. Её использование позволило повысить коэффициенты детерминации и качество подгонки регрессионных уравнений по сравнению с «простой» регрессией. Для учёта специфических особенностей российских регионов, которые могут существенно различаться по своим природно-климатическим условиям, степени урбанизации и другим характеристикам, введены, как и ранее, три фиктивные переменные.

В расчётах, как и предыдущей статье, используется производственная функция (1) с использованием фиктивных переменных (9, №12, 2007 г., с. 75):

$$y_i = A\, k_i^{\alpha} \exp(\gamma h_i + a_1 d_1 + a_2 d_2 + a_3 d_3) \quad (1)$$

Такая форма производственной функции обеспечивает сочетание степенной функциональной связи «фондовооружённости» труда с денежными доходами одного

Таблица 1

Взаимосвязь средних доходов и средних расходов в расчёте на одного занятого в экономике регионов России с фондовооружённостью труда и уровнем образования занятого в экономике регионов населения

	Зависимая переменная – средние доходы в расчёте на одного занятого в экономике регионов				Зависимая переменная – средние расходы в расчёте на одного занятого в экономике регионов			
Показатели регрессии	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.
Константа lnA	0.946	1,620	3,006**	3,339*	0.046	0,369	-1,115	0,752
Станд.ошибка	(1.255)	(1,341)	(1,536)	(1,124)	(1.374)	(1,544)	(1,784)	(1,464)
T – стат.	0.754	1,208	1,958	2,972	0.033	0,239	-0,625	0,514
P - значимость	0.453	0,230	0,054	0,004	0.973	0,812	0,534	0,608
Коэф. α (B)	0.384*	0,465*	0,424*	0,397*	0.271*	0,332*	0,307*	0,342*
Станд.ошибка	(0.051)	(0,054)	(0,051)	(0,035)	(0.056)	(0,062)	(0,059)	(0,060)
Коэф. α (Beta)	0.342*	0,375*	0,361*	0,436*	0.214*	0,253*	0,252*	0,349*
T – стат.	7.482	8,590	8,332	11,295	4.827	5,330	5,191	5,651
P - значимость	0.000	0,000	0,000	0,000	0.000	0,000	0,000	0,000
Коэф. γ (B)	0.443*	0,366*	0,485*	0,289*	0.560*	0,525*	0,669*	0,494*
Станд.ошибка	(0.102)	(0,113)	(0,130)	(0,091)	(0.111)	(0,130)	(0,151)	(0,118)
Коэф. γ (Beta)	0.445*	0,329*	0,442*	0,295*	0.498*	0,443*	0,588*	0,504*
T – стат.	4.366	3,242	3,736	3,177	5.040	4,033	4,434	4,173
P - значимость	0.000	0,002	0,000	0,002	0.000	0,000	0,000	0,000

Коэф. a1 (B) Станд.ошибка Коэф. a1 Beta T – стат. P - значимость	0.580* (0.124) 0.479* 4.667 0.000	0,640* (0,121) 0,519* 5,280 0,000	0,492* (0,135) 0,416* 3,634 0,000	0,587* (0,103) 0,525* 5,706 0,000	0.674* (0.136) 0.493* 4.952 0.000	0,617* (0,140) 0,472* 4,425 0,000	0,390** (0,157) 0,319* 2,480 0,015	0,366* (0,134) 0,328* 2,731 0,008
Коэф. a2 (B) Станд.ошибка Коэф.a2 (Beta) T – стат. P - значимость	0.134** (0.058) 0.098** 2.307 0.024	0,145* (0,051) 0,105* 2,864 0,005	0,143* (0,046) 0,108* 3,074 0,003	0,159* (0,076) 0,057* 3,902 0,000	0.233* (0.064) 0.151* 3.665 0.000	0,195* (0,058) 0,132* 3,329 0,001	0,165* (0,054) 0,120* 3,058 0,003	0,184* (0,053) 0,154* 3,440 0,001
Коэф. a3 (B) Станд.ошибка Коэф.a3 (Beta) T – стат. P - значимость	0.221** (0.109) 0.093** 2.015 0.047	0,152 (0,099) 0,063 1,531 0,130	0,176*** (0,093) 0,075*** 1,885 0,063	0,115 (0,076) 0,057 1,511 0,135	0.062 (0.120) 0.023 0.517 0.607	0,066 (0,115) 0,026 0,576 0,566	0,086 (0,108) 0,035 0,796 0,428	-0,074 (0,098) -0,047 -0,760 0,450
Коэф. детерм. F P – уровень Количество регионов	0.876 115.603 0.000 87	0,907 159,383 0,000 87	0,915 174,932 0,000 86	0,922 190,444 0,000 86	0.883 123.883 0.000 87	0,890 133,117 0,000 87	0,893 135,636 0,000 86	0,867 105,638 0,000 86

*) Параметр имеет 1% значимость.
**) Параметр имеет 5% значимость.
***) Параметр имеет 10% значимость.
Числа в скобках означают стандартную ошибку оценки.

физический капитал («фондовооружённость» труда) и неосязаемый человеческий капитал (уровень образования) оказывают примерно одинаковое влияние на уровень средних доходов одного занятого в регионах России

занятого в экономике региона и экспоненциальную связь с теми же доходами показателя, характеризующего величину человеческого капитала (средней продолжительности обучения, как в известной формуле Дж. Минцера).

Соответствующее уравнение регрессии имеет вид:

$$\ln y_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \gamma h_i + \\ + a_1 d_1 + a_2 d_2 + a_3 d_3 + \varepsilon_i \quad (2)$$

Попытаемся проверить наличие статистических связей между переменными данных регрессионных уравнений на основе статистических данных о доходах и расходах в расчёте на одного занятого в экономике регионов России, величине «фондовооружённости» труда в регионах, и среднем уровне его образования, и других статистических данных за период 2002-2006 гг. Все расчёты проводились с использованием статистического пакета Statistica 6.0.

В *таблице 1* приведены результаты расчёта уравнений регрессии по формуле (2), с использованием в качестве зависимых переменных «средних доходов» и «средних расходов» в расчёте одного занятого в экономике регионов России.

Кроме указанных количественных независимых переменных на величину доходов и расходов населения регионов России явное влияние оказывают фиктивные переменные, особенно заметное и статистически значимое – переменная d1, характеризующая города – мегаполисы Москву и Санки – Петербург.

Коэффициенты детерминации довольно велики, они колеблются в обоих случаях от 0,87 до 0,92. Константа А имеет, в первом случае, явную тенденцию к росту с годами, что, по-видимому, свидетельствует о росте общей факторной продуктивности экономики России в данном периоде.[2] Значения других коэффициентов не проявляют тенденции ни к росту, ни к снижению, они колеблются в пределах 30-45% примерно вокруг одного среднего уров-

[2] Возможно, что рост константы А связан с номинальным ростом доходов занятого населения, то есть рост их вызван преимущественно инфляционным ростом цен. Для выявления роста реальной общей факторной продуктивности следовало бы устранить влияние роста цен на используемые в анализе показатели.

ня, демонстрируя, что физический капитал («фондовооружённость» труда) и неосязаемый человеческий капитал (уровень образования) оказывают примерно одинаковое влияние на уровень средних доходов одного занятого в регионах России. Следует отметить, коэффициенты α в *таблице 1* данной статьи оказались значительно ниже, чем в таблице 1 вышеуказанной статьи автора, а коэффициенты γ наоборот, во «взвешенной» регрессии оказались выше, чем в простой (9, N12, 2007 г., с. 79). Это явление связано, по-видимому, с тем, что во взвешенной регрессии более плотно населённые и урбанизированные регионы, а, следовательно, с большими суммарными доходами, имеют больший вес. В таких хорошо урбанизированных регионах выше эффективность использования человеческого капитала и сильнее проявляются экстерналии образования, в малозаселённых же регионах эти явления слабее, зато заметнее влияние на доходы «фондовооружённости» труда.

В регрессионных уравнениях со второй зависимой переменной социальная норма отдачи образования заметно выше, а эластичность расходов в расчёте на одного занятого по «фондовооружённости» труда заметно ниже. Социальная норма отдачи образования колеблется в пределах от 28% до 48% в первом случае, и от 49 до 66% во втором. Таким образом, год дополнительного образования, занятого в экономике регионов России населения, даёт прирост «средних доходов в расчёте на одного занятого» в экономике регионов России от 28 до 48%, и прирост «средних расходов в расчёте на одного занятого» в экономике от 49 до 66%. Вклад образования (человеческого капитала) в объяснённую вариацию переменной «средние доходы одного занятого» (стандартизованный коэффициент γ (Beta)) в экономике регионов России колеблется, в данном периоде, от 29 до 44%, а в вариацию «средних расходов в расчёте на одного занятого» от 44 до 58%.

Кроме этих вышеуказанных переменных, статистически значимое и заметное влияние на уровень доходов и расходов в расчёте на одного занятого в экономике регионов оказывают фиктивные переменные, характеризующие степень урбанизации регионов России. Вклад фиктивной переменной, характеризующей мегаполисы, в вариацию средних доходов и расходов в расчёте

обеспечение инновационного типа развития экономики России невозможно без значительного увеличения вложений государства и бизнеса в инвестиции в человеческий капитал

на одного занятого в экономике регионов на том же уровне, что и «фондовооружённости» труда и уровня образования (в ряде случаев превышая его), коэффициент a1 (Beta) варьируется от 31,9% до 52,5%. Вклад второй фиктивной переменной, характеризующей регионы с городами-миллионерами, меньше, он колеблется от 5 до 15% (*см. табл. 1*). Наблюдается тенденция к снижению коэффициентов a1 и a2 со временем для уравнений с использованием зависимой переменной средние расходы в расчёте на одного занятого в экономике регионов.

Можно предположить, что в мегаполисах и крупных городах, по сравнению с другими регионами, более высокая производительность труда, связанная с положительными внутренними и внешними эффектами масштабов производства и ёмкостью рынков, диффузией технологий и экстерналиями образования, «расплёскиванием» знаний и сетевыми эффектами соседства. Естественно, что в мегаполисах данные эффекты проявляются сильнее, чем в регионах с городами-миллионерами. В крупных городах сконцентрированы наукоёмкие производства, научные, образовательные и культурные учреждения, создающие новые знания и технологии, существуют благоприятные условия для их распространения и использования.

Все перечисленные факторы создают возможности опережающего роста производительности труда по сравнению с менее урбанизированными регионами, и реализуются в более высоких доходах и расходах в расчёте на одного занятого в экономике регионов. Можно отметить также слабую связь, и даже полное отсутствие статистической связи, в большинстве случаев фиктивной переменной, характеризующей «северные» регионы, с доходами и расходами в расчёте на одного занятого в экономике регионов. В этих регионах, по-видимому, отсутствуют благоприятные условия для возникновения положительных экстерналий образования и эффектов масштабов производства, и наоборот, из-за тяжёлых климатических и транспортных условий затруднён рост производительности труда за счёт развития разделения труда и производственной кооперации.

В нашем случае использование фиктивных переменных оправданно не только тем, что оно повышает качество подгонки регрессионных уравнений, но и тем, что позволяет дать содержательное объяснение некоторых явлений и особенностей проявления тех или иных стандартных экономических факторов. Например, мегаполисы характеризуются повышенными доходами и расходами населения, которые явно связаны с величиной накопленного физического и человеческого капитала, а также экстерналиями человеческого капитала.

Поскольку человеческий капитал, как следует из проведённых расчётов, является одним из главных доходообразующих факторов в экономике России, то следует самым внимательным образом рассмотреть возможности оптимизации расходов государства и

предпринимательских структур, связанных с созданием благоприятных возможностей для его расширенного воспроизводства. Представляются недостаточными существующие масштабы, как финансирования образования всех уровней, так и усилий по решению демографических проблем России. Становление экономики знаний, обеспечение инновационного типа развития экономики России невозможно без значительного увеличения вложений государства и бизнеса в инвестиции в человеческий капитал, до уровня, сопоставимого, в относительном выражении, с уровнем развитых стран.

Литература

1. Becker G., Murphy K. and Tamura R. (1990) «Economic growth, human capital and population growth», Journal of Political Economy, 98, 12-37.
2. Barro R.J. (1991) «Economic growth in cross-section of countries». Quarterly Journal of Economics. 106. 407-43.
3. Lucas R.E. (1988) «On the mechanics of economic development». Journal of Monetary Economics, 22, 3-42.; Romer P.M (1986) «Increasing returns and long-run growth». Journal of Political Economy, 94, 1002-1037.; Romer P.M. (1990) «Endogenous technical change». Journal of Political Economy, 98, S71-S102.
4. Rauch, J.E. «Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities.» Journal Urban Economics. (November 1993): 380-4000.
5. de la Fuente, A. and A. Ciccone «Human capital in a global and knowledge-based economy», Report for European Comission, May 2002, pp.3-4.
6. Psacharopoulos G., Patrinos H,A., Returns to Investment in Education: A Further Update. The World Bank, Policy Research Working Paper, 2881, September 2002.
7. 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; Caselli F, Accounting for Cross – Country Income Differences, CEP Discussion Paper N 667, January 2005.
8. Формирование заработной платы: взгляд сквозь призму профессий. Вопросы экономики, №10, 2007 г., с. 52 – 74.
9. Корицкий А.В. Макроэкономическая оценка социальной нормы отдачи образования. Креативная экономика, № 12, 2007 г. и № 1. 2008 г.
10. Корицкий А.В. Оценка влияния человеческого капитала на величину доходов населения регионов России. Регион: экономика и социология, N 4, 2007, с. 109-125.
11. Корицкий А.В. Эконометрическая оценка влияния образования на доходы населения региона. НТВ СПбГПУ, Экономические науки, N 4, 2007, с. 274 – 280.

КЭ