Корицкий А.В.
канд. экон. наук, доцент кафедры экономической теории Сибирского университета потребительской кооперации, г. Новосибирск

эффект самосовершенствования

частная норма отдачи и экстерналии образования в экономике России[1]

Существующие оценки отдачи образования, как правило, не принимают в расчёт его влияние на получение прямых выгод в потреблении, его денежную и неденежную отдачу в досуге и домашнем производстве, или вклад образовательной политики в социальную сплочённость. Поэтому, оценки нормы отдачи образования должны рассматриваться как их нижняя граница социальных выгод, которые были получены от инвестиций в человеческий капитал. (2, с.5)

Поскольку макроэкономические оценки включают в себя все индуцированные внешние выгоды, а микроэкономические оценки – только часть таких выгод, которые могут быть следствием прямых индивидуальных инвестиций в собственный человеческий капитал, разница между этими двумя оценками может быть интерпретирована как мера величины экстерналий, возникающих благодаря человеческому капиталу. По мнению А. де ла Фуэнте и А. Чикконе, большая часть правдоподобных источников таких экстерналий являются результатом связи между человеческим капиталом и темпами технических инноваций, а также косвенного влияния образования на производительность труда и занятость посредством воздействия на качество социальных институтов, что может быть рассмотрено как компонента социального капитала. (2, с.5)

В некоторых теоретических моделях предполагается также, что накопление человеческого капитала может увеличивать его экстерналии, так как некоторые выгоды от более образованной рабочей силы будут «утекать» от неё и гене-

[1] Данная статья написана в развитие статьи автора «Социальная отдача и экстерналии образования в экономике России», опубликованной в журнале «Креативная экономика» № 9 за 2008 г.

рировать выгоды, которые не могут быть присвоены теми, кто осуществил соответствующие инвестиции в человеческий капитал, в форме более высоких заработков и прочих доходов, из-за расширяющегося клина между соответствующими частными и социальными нормами отдачи. (2, с.26)

Например, Р. Лукас (1988) предположил, что рост среднего запаса человеческого капитала в экономике в целом увеличивает производительность на уровне фирм, даже если собственный запас человеческого капитала в экономике фирм остаётся постоянным. Также обычно предполагается, что влияние человеческого капитала посредством функции технического прогресса включает большую компоненту экстерналий, поскольку очень трудно частным образом присвоить полную экономическую ценность новой идеи. (2, с.26)

При сравнении микро- и макрооценок отдачи образования возникают некоторые проблемы, так как они могут отличаться друг от друга даже при отсутствии эстерналий.

Во-первых, имеются статистические проблемы, связанные с пропуском релевантных переменных в регрессионных уравнениях, ошибками в измерении количества лет обучения и наличии обратной причинно-следственной связи от доходов к спросу на образование, которые могут вызывать появление двух наборов оценок с различной степенью разброса.

Во-вторых, нужно иметь в виду, что микро- и макро- оценки измеряют разные явления. Даже если оба набора коэффициентов действительно отражают предельную производительность образования, микроэкономические оценки говорят нам, что случится с заработками индивида, если его уровень образования растёт, при прочих равных условиях, то есть при постоянстве цен и среднего уровня образования занятого в экономике населения. Макроэкономическая же оценка схватывает влияние изменения агрегированного среднего уровня образования на производительность труда (и уровень доходов) при постоянстве агрегированного запаса физического капитала. (2, с. 14)

В-третьих, возможно, что шкала заработной платы в данной стране не точно отражает предельную производительность труда из-за искажений, вносимых институтами рынка труда. Например, в статье большой группы авторов, по результатам расчёта стандартного уравнения Дж. Минцера на основе данных ОЗПП, экономическая отдача высшего образования составила в России всего около 82% (по сравнению со средним общим образованием). (4, с.68)

В обществах с высокой антипатией к неравенству коллективные переговоры о заработной плате ведут к относительно плоской шкале заработной платы («сжатию зарплат»), что приводит к тому, что частная

в России заработная плата составляет только около 40% всех доходов населения регионов

отдача образования падает ниже его вклада в производительность. (2, с. 14)

В идеале социальная норма отдачи образования должна отражать полностью как затраты всех ресурсов, израсходованных на образование, частные и общественные, так и все выгоды от образования как частные, так и общественные. (2, с. 20)

Попытаемся проверить наличие статистических связей между переменными на основе статистических данных о заработной плате и «доходов от предпринимательской деятельности, от собственности и прочих доходов (включая скрытую заработную плату)» в расчёте на одного работника, занятого в экономике регионов России, величине фондовооружённости труда в регионах, и среднем уровне образования, и других статистических данных за период 2002-2006 гг. Все расчёты проводились с использованием статистического пакета SPSS.

В данной статье в качестве независимых использовался тот же набор переменных, что и в вышеуказанной статье автора (1). Для учёта различий в масштабах экономики регионов России при расчёте регрессионных уравнений применялась «взвешенная» регрессия. В качестве «весов», отражающих различия в уровнях экономического развития и масштабов экономики регионов, использовалась переменная «среднемесячные доходы» населения регионов России. В расчётах, как и в предыдущей статье, используется производственная функция (1) с использованием фиктивных переменных, характеризующих особенности российских регионов (1). Экспоненциальная зависимость доходов от величины неосязаемого человеческого капитала использовалась Р. Холлом и Ч. Джонсом (3).

мегаполисы характеризуются повышенными доходами от предпринимательской деятельности

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

Соответствующее уравнение регрессии имеет вид:

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

В *таблице 1* приведены результаты расчёта коэффициентов «взвешенной» регрессии по формуле (2) с использованием в качестве зависимой переменной «среднемесячной заработной платы» работников, занятых в экономике регионов России. Коэффициенты детерминации уравнений довольно велики, они колеблются от 0,77 до 0,88.

Наиболее сильная и статистически значимая связь заработной платы обнаружилась с переменной «фондовооружённость труда» одного занятого в экономике регионов. Коэффициент α (B) (стандартизованный) варьируется от 1,1 в 2000-м году до 0,492 в 2006-м году, обнаруживается явная тенденция к снижению. Таким образом, на один процент роста фондовоо-

Таблица 1

Взаимосвязь среднемесячной заработной платы одного занятого в экономике регионов России с фондовооружённостью труда и уровнем образования занятого населения в 2000-2006 гг.

Показатели регрессии	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.
Константа lnA	2,212***	0,486	2,437**	1,580	1,659	2,023***	2,896*
Станд. ошибка	(1,144)	(1,158)	(1,210)	(1,113)	(1,351)	(1,164)	(0,993)
T – стат.	1,933***	0,420	2,015	1,419	1,228	1,739	2,916
значимость	0,057	0,676	0,048	0,160	0,223	0,086	0,005
Коэф. α (B)	1,100*	0,779*	0,572*	0,707*	0,665*	0,589*	0,492*
Станд. ошибка	(0,071)	(0,048)	(0,051)	(0,044)	(0,046)	(0,039)	(0,038)
Коэф. α (Beta)	0,794*	0,757*	0,661*	0,720*	0,685*	0,665*	0,631*
T – стат.	15,440	16,194	11,188	16,098	14,549	15,246	13,131
значимость	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэф. γ (B)	-0,053	0,237**	0,191***	0,206**	0,231**	0,251*	0,243*
Станд. ошибка	(0,089)	(0,095)	(0,098)	(0,092)	(0,114)	(0,093)	(0,082)
Коэф. γ (Beta)	-0,090	0,315**	0,268***	0,265**	0,297**	0,327*	0,359*
T – стат.	-0,589	2,496	1,944	2,230	2,035	2,696	2,949
значимость	0,558	0,015	0,056	0,029	0,045	0,009	0,004
Коэф. a_1 (B)	0,520*	0,199	0,256**	0,135	0,140	0,122	0,091
Станд. ошибка	(0,140)	(0,125)	(0,122)	(0,100)	(0,119)	(0,106)	(0,102)
Коэф. a_1 Beta	0,578*	0,200	0,290**	0,155	0,166	0,139	0,103
T – стат.	3,715	1,583	2,097	1,348	1,179	1,154	0,896
значимость	0,000	0,118	0,040	0,182	0,242	0,252	0,373
Коэф. A_2 (B)	-0,022	0,040	0,023	0,001	-0,003	-0,015	0,001
Станд. ошибка	(0,053)	(0,049)	(0,058)	(0,042)	(0,041)	(0,041)	(0,043)
Коэф. A_2 (Beta)	-0,022	0,039	0,024	0,001	-0,003	-0,016	0,001
T – стат.	-0,414	0,828	0,397	0,033	-0,068	-0,372	0,024
значимость	0,680	0,410	0,693	0,974	0,946	0,711	0,981
Коэф. A_3 (B)	0,173	0,318*	0,352*	0,567*	0,241*	0,208**	0,244**
Станд. ошибка	(0,110)	(0,095)	(0,119)	(0,089)	(0,090)	(0,084)	(0,095)
Коэф. A_3 (Beta)	0,081	0,152*	0,175*	0,127*	0,115*	0,104**	0,110**
T – стат.	1,564	3,357	2,947	3,016	2,677	2,472	2,556
значимость	0,122	0,001	0,004	0,004	0,009	0,016	0,013
Коэф. детерминации	0,828	0,860	0,772	0,883	0,877	0,881	0,874
F	70,360	89,972	49,458	108,357	104,035	108,389	101,653
P – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Количество регионов	79	79	79	78	79	79	79

*) Параметр имеет 1% значимость.

**) Параметр имеет 5% значимость.

***) Параметр имеет 10% значимость.

Числа в скобках означают стандартную ошибку оценки.

ружённости труда среднемесячная заработная плата одного занятого в экономике регионов росла на 0,5-1,1%. Коэффициент α (Beta) (стандартизованный), характеризующий вклад данной независимой переменной в объяснённую вариацию зависимой переменной, варьируется от 79% в 2000-м году до 63% в 2006-м году, также несколько снижаясь к концу рассматриваемого периода.

Связь со второй независимой переменной (уровнем образования занятого населения) также статистически значима для большинства лет рассматриваемого периода, коэффициент γ (B) (не стандартизованный), частная норма отдачи образования, обнаруживает тенденцию к росту: он вырос с 19% в 2002-м году до 24,3% в 2006-м году, причём росла во времени и статистическая значимость этого коэффициента. Вклад данной независимой переменной в объяснённую вариацию среднемесячной заработной платы одного занятого в экономике регионов России также несколько вырос со временем: с 31,5% в 2001-м году до 35,9% в 2005-м.

Рост влияния неосязаемого человеческого капитала на уровень заработной платы в регионах России в данный период можно попытаться объяснить усилением конкуренции работодателей за квалифицированных работников с ростом занятости и оживлением экономики России. Оно также может быть объяснено «обелением» зарплат в частном секторе и повышением заработной платы работников бюджетной сферы, где занята значительная часть работников с высшим образованием – учителя, врачи, офицеры, муниципальные и государственные служащие. Отнесение регионов к категории «северные» явно положительно сказывается на уровне среднемесячной заработной платы (*см. табл.1*).

Если рассматривать особенности структуры доходов в России, то заработная плата составляет только около 40% всех доходов населения регионов, сам уровень заработной платы обнаруживает относительно слабую статистическую связь с уровнем образования занятых в экономике регионов. Следовательно, можно предположить, что статистически значимую и сильную положительную связь уровня доходов занятых со средним уровнем образования, описанной в предыдущей статье автора, можно объяснить наличием значительной положительной связи с уровнем образования занятых доходов от предпринимательской деятельности, доходов от собственности и прочих доходов (включая скрытую заработную плату)(1).

В *таблице 2* представлены результаты расчёта регрессионных уравнений, где в качестве зависимой используется переменная «доходы от предпринимательской деятельности, от собственности и прочие доходы (включая скрытую заработную плату)» в расчёте на одного работника, занятого в экономике регионов России. Наиболее сильная и статистически значимая связь данной зависимой переменной наблюдается со средним уровнем образования работников, занятым в экономике регионов, особенно в последние годы рассматриваемого периода.

Таблица 2

Взаимосвязь доходов от предпринимательской деятельности, от собственности и прочих доходов (включая скрытую зарплату) в расчёте на одного занятого с фондовооружённостью труда и уровнем образования одного занятого в экономике регионов России.

Показатели регрессии	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.
Константа ln A	-0,571	0,446	-0,874	1,463	-1,612	-4,735***	-0,253
Станд.ошибка	(1,914)	(2,142)	(2,135)	(2,388)	(3,046)	(2,673)	(1,806)
T – статистика	-0,298	0,208	-0,409	0,612	-0,529	-1,771	-0,140
P – уровень	0,766	0,836	0,683	0,542	0,598	0,080	0,889
Коэф. α (B)	0,696*	0,226*	0,205**	0,279*	0,137	0,505*	0,221*
Станд.ошибка	(0,117)	(0,086)	(0,081)	(0,090)	(0,095)	(0,105)	(0,067)
Коэф. α (Beta)	0,328*	0,180*	0,157**	0,187*	0,091	0,363*	0,207*
T – статистика	5,932	2,626	2,521	3,092	1,438	4,826	3,279
P – уровень	0,000	0,010	0,014	0,003	0,154	0,000	0,002
Коэф. γ (B)	0,332**	0,469*	0,590*	0,391***	0,716*	0,734*	0,608*
Станд.ошибка	(0,154)	(0,177)	(0,173)	(0,202)	(0,257)	(0,216)	(0,151)
Коэф. γ (Beta)	0,287**	0,392*	0,430*	0,258***	0,458*	0,490*	0,567*
T – статистика	2,150	2,647	3,406	1,939	2,784	3,391	4,016
P – уровень	0,035	0,010	0,001	0,056	0,007	0,001	0,000
Коэф. a_1 (B)	1,172*	0,820*	0,880*	1,137*	0,827*	0,548**	0,449**
Станд.ошибка	(0,244)	(0,237)	(0,216)	(0,219)	(0,270)	(0,246)	(0,188)
Коэф. a_1 (Beta)	0,664*	0,522*	0,520*	0,674*	0,491*	0,321**	0,324**
T – статистика	4,803	3,467	4,085	5,202	3,063	2,227	2,388
P – уровень	0,000	0,001	0,000	0,000	0,003	0,029	0,019
Коэф. A_2 (B)	0,236**	0,227**	0,335*	0,365*	0,355*	0,333*	0,342*
Станд.ошибка	(0,095)	(0,095)	(0,103)	(0,093)	(0,094)	(0,100)	(0,076)
Коэф. A_2 (Beta)	0,115**	0,141**	0,183*	0,196*	0,190*	0,179	0,232*
T – статистика	2,479	2,392	3,260	3,939	3,770	3,335	4,504
P – уровень	0,015	0,019	0,002	0,000	0,000	0,001	0,000
Коэф. A_3 (B)	-0,131	0,295***	0,112	0,073	0,036	-0,026	-0,116
Станд.ошибка	(0,177)	(0,158)	(0,171)	(0,164)	(0,172)	(0,172)	(0,144)
Коэф. A_3 (Beta)	-0,042	0,124***	0,041	0,025	0,012	-0,012	-0,047
T – статистика	-0,741	1,865	0,652	0,445	0,207	-0,152	-0,805
P - уровень	0,461	0,066	0,516	0,657	0,837	0,880	0,423
Коэф. детерминации	0,849	0,781	0,780	0,827	0,821	0,810	0,814
F	91,077	58,588	56,164	78,369	75,403	68,986	70,768
P – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Количество регионов	87	88	88	88	88	87	87

*) Параметр имеет 1% значимость.

**) Параметр имеет 5% значимость.

***) Параметр имеет 10% значимость.

Числа в скобках означают стандартную ошибку оценки.

Можно заметить наличие явной тенденции к росту коэффициента γ (B) (не стандартизованный) с 0,332 в 2000-м году до 0,608 в 2006-м, и γ (Beta) (стандартизованный) с 0,287 до 0,567 за соответствующий период. Данный факт можно попытаться объяснить ростом влияния уровня образования работников на формирование доходов предпринимателей, доходов от собственности и прочих доходов в экономике регионов России. Одновременно снижался коэффициент α (B) с 0,696 в 2000-м до 0,221 2006-м и (Beta) с 32,8% до 20,7% соответственно, что, по-видимому, показывает уменьшение вклада переменной «фондовооружённость» в формирование и вариацию по регионам данной зависимой переменной.

Следует отметить, что в первые четыре года данного периода, с 2000-го по 2004-й, наибольший вклад в объяснённую вариацию данной зависимой переменной вносила фиктивная переменная, характеризующая города мегаполисы – Москву и Санкт-Петербург, она давала от 50% до 66% вклада в объяснённую вариацию – стандартизированный коэффициент A_1 (Beta). Но данная фиктивная переменная довольно специфична и не характеризует особенности остальных регионов России. Одновременно несколько выросла роль промышленно развитых регионов, включающих города миллионеры, коэффициент A_2 (B) вырос с 0,236 в 2000-м до 0,342 в 2006-м, а коэффициент A_2 (Beta) вырос, соответственно, с 0,115 до 0,232.

Знаменательно, что отсутствие статистически значимой связи фиктивной переменной, представляющей северные регионы, с прибылью предпринимателей, доходами от собственности и прочими доходами (включая скрытую заработную плату). Последние особенно характерны для малого и среднего бизнеса, а также для лиц свободных профессий. Данный результат можно объяснить тем, что в северных регионах чрезмерно высоки как трансформационные, так и транзакционные издержки, что резко снижает выгоды от ведения в них среднего и малого бизнеса, а также меньше ёмкость рынка и связанные с ней эффекты масштаба производства. В то же время, развитие в них добывающей промышленности крупными компаниями, возможно, сопровождается выведением прибыли из данных регионов в «центры прибыли», расположенные, как правило, в крупных городах, или даже в других странах.

Можно сделать общий вывод, что уровень образования занятого в экономике регионов населения, также как и фондовооружённость труда, является важным доходообразующим фактором. Кроме данных главных факторов, статистически значимое влияние на доходы населения оказывают природно-климатические факторы (в северных регионах России) и факторы городской агломерации (в крупных городах). Последние факторы, как уже отмечалось ранее, по мнению ряда известных западных экономистов, связаны с экстерналиями человеческого капитала, с эффектами «расплёскивания» знаний, сетевыми эффектами городского соседства, внутренними и внешни-

ми эффектами масштаба производства в городах, что подтверждается проведённым анализом результатов расчёта регрессионных уравнений.

Очевидно, что учёт экономико-географических особенностей регионов России существенно повышает качество подгонки регрессионных уравнений. Например, введение фиктивных переменных, характеризующих особенности «северных» регионов России, а также мегаполисов и регионов с городами-миллионерами, позволяет повысить коэффициент. Использование «взвешенной» регрессии, позволяющей учитывать масштабы экономики регионов, позволило повысить коэффициент детерминации уравнений регрессии до уровня 0,90-0,92.

Мегаполисы характеризуются повышенными доходами от предпринимательской деятельности, от собственности и прочими доходами, которые явно связаны с величиной накопленного физического и человеческого капитала, но практически отсутствует значимая статистическая связь соответствующей фиктивной переменной с уровнем заработной платы занятых в экономике мегаполисов. Причём, если для 2000-го и 2002-го годов слабая статистическая связь данной фиктивной переменной с уровнем оплаты труда ещё обнаруживается, то в 2003-2006-е годы она исчезает. Не обнаруживается также статистически значимой связи переменной «среднемесячная заработная плата» с фиктивной переменной, характеризующей регионы с городами-миллионерами, за все годы рассматриваемого периода. При этом, связь данной фиктивной переменной с доходами и расходами в расчёте на одного занятого явно прослеживается, и она статистически значима для переменной, характеризующей доходы предпринимателей, от собственности и прочие доходы (1).

доходы от предпринимательской деятельности, доходы от собственности и прочие определяются, главным образом, величиной неосязаемого человеческого капитала

Можно предположить, что в хорошо населённых регионах с крупными городами и в городах-мегаполисах сформировались конкурентные для работников рынки труда. Если в Москве и Санкт-Петербурге существовал в начале 2000-х годов дефицит труда, то к 2003-му году он исчез, возможно, благодаря ослаблению режима регистрации и массовому притоку мигрантов.

В северных регионах России, особенности которых отражает фиктивная переменная d3, дефицит рабочей силы сохраняется, что показывает положительная и статистически значимая величина коэффициента A_3, но постепенно ослабевает к концу рассматриваемого периода. Об этом сви-

детельствует постепенное снижение коэффициента A_3 (B) с 0,354 в 2002-м году до 0,134 в 2005-м году, и коэффициента A_3 (Beta) с 0,201 в 2002-м году до 0,072 в 2005-м. (*см. табл. 2*). Связь же «северной» фиктивной переменной с доходами предпринимателей, от собственности и прочими отсутствует во все годы рассматриваемого периода, что, по-видимому, свидетельствует о неблагоприятных условиях для предпринимательской деятельности в этих регионах из-за тяжёлых климатических условий, плохой транспортной доступности и относительно высокого уровня оплаты труда.

Интересным результатом проведённых расчётов, является довольно слабая статистическая связь между фондовооружённостью труда и доходами предпринимателей, от собственности и прочими доходами (включая скрытую заработную плату) (*см. табл. 2*). Очевидно, что доходы от предпринимательской деятельности, доходы от собственности и прочие определяются, главным образом, величиной неосязаемого человеческого капитала (уровнем образования занятого населения). Кроме человеческого капитала, на доходы предпринимателей влияют уровни концентрации населения в городах-мегаполисах и городах-миллионерах, то есть тот же человеческий капитал, но проявляющийся косвенно, через свои внешние эффекты – экстерналии. В крупных городах наиболее активно идут процессы производства и распространения новых знаний, технологий, инноваций, что очевидно, реализуется в повышенной доходности предпринимательской деятельности. В крупных городах существуют также более благоприятные условия для возникновения внутренней и внешней экономии на масштабах производства.

Можно сделать вывод, что значительную часть экономических выгод от образования работников получают в России работодатели, а не сами собственники человеческого капитала – наёмные работники. Поэтому можно надеяться в будущем на более активное участие предпринимателей в финансировании профессионального образования разных уровней, а также повышения уровня оплаты квалифицированных работников.

Литература

1. Корицкий А.В. Социальная отдача и экстерналии образования в экономике России» // Креативная экономика. – № 9. – 2008.

2. de la Fuente. A. and A. Ciccone. Human capital in a global and knowledge-based economy // Report for European Commission, DG for Employment and Social Affairs. - 2002. – May. - P. 5.

3. 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. – 2005. – January.

4. Формирование заработной платы: взгляд сквозь призму профессий. // Вопросы экономики. – 2007. – № 10. – С. 52-74.

КЭ