
СТАТИСТИКА И ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ИЗМЕРЕНИЕ

УДК 331.+330.09

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ МОДЕЛИ ХОЛЛА–ДЖОНСА С ЧЕЛОВЕЧЕСКИМ КАПИТАЛОМ НА РОССИЙСКИХ ДАННЫХ

И.Н. Карелин, А.В. Корицкий

Новосибирский государственный архитектурно-строительный
университет (Сибстрин)

E-mail: econom.sibstrin@mail.ru

В статье делается попытка оценки общей факторной производительности экономики России. В расчетах используется подход Р. Холла и Ч. Джонса к макроэкономическому межстрановому (пространственному) анализу общей факторной производительности и эластичности выпуска по физическому и человеческому капиталам. Проведен анализ динамики общей факторной производительности и коэффициентов эластичности выпуска (доходов, расходов и заработной платы населения регионов России) по физическому и человеческому капиталу за период 2003–2012 гг. Выявлен рост общей факторной производительности и снижение эластичности выпуска по человеческому капиталу в рассматриваемом периоде.

Ключевые слова: макроэкономический анализ, человеческий капитал, модель Холла–Джонса.

ESTIMATED PARAMETERS OF HALL–JONES SCALE WITH HUMAN CAPITAL BASED ON RUSSIAN DATA

I.N. Karelin, A.V. Koritskiy

Novosibirsk State University of Architecture and Civil Engineering (Sibstrin)

E-mail: econom.sibstrin@mail.ru

The authors try to estimate total factor productivity of the Russian economy. Hall-Jones scale is applied when carrying out macroeconomic spatial analysis of total factor productivity and output elasticity with respect to human and physical capital. Dynamic analysis of total factor productivity and output elasticity coefficient (income, expenses, wages of Russia's population) with respect to physical and human capital for 2003–2012 was carried out. Total factor productivity increases and output elasticity decreases with respect to human capital in the considered period of time.

Key words: macroeconomic analysis, human capital, Hall–Jones scale.

Введение. Одной из главных задач исследований экономического роста является выяснение причин значительных различий в средних доходах между странами. До сих пор среди экономистов не достигнуто согласие о причинах дифференциации доходов, источниках и механизмах экономиче-

ского роста. Из математических моделей роста Солоу, Даймонда, а также Рамсея–Касса–Купманса следует, что различия в величинах накопленного основного капитала не объясняют огромные различия в доходах между странами [3, с. 191].

Одни авторы считают, что наибольший вклад в дифференциацию доходов дают различия в накоплении основного капитала [15]. Другие авторы пришли к выводу, что наибольший вклад в дифференциацию производительности труда и доходов между странами дает общая факторная производительность [18].

Как отмечает Роберт Барро: «Калькуляция обеспечивает разбивку наблюдаемого экономического роста на компоненты, связанные с изменениями затрат факторов и остаток, который отражает технологический прогресс и другие факторы» [16].

Какими факторами вызывается такая дифференциация доходов: различиями в объемах накопления физического и человеческого капитала, или различиями в общей (или совокупной) факторной производительности (ОФП или СФП)? Истерли и Левин пришли к выводу, что «остаток (ОФП) скорее, чем накопление факторов производства, имеет значение для большей части различий доходов между странами и темпов их роста» [12].

Данни Куах [19], а также Роберт Барро и Хавьер Соло-и-Мартин [10] показали, что диффузия технологий является главным драйвером экономического роста, ведущим к растущей поляризации и возникновению клубов. Дарон Аджемоглу и Фабрицио Зилиботти [8] доказывают, что неравенство в технологиях и мастерстве работников между странами может объяснить большую часть различий в производительности труда между ними.

Как рассчитали Роберт Холл и Чарльз Джонс в 1999 г., доход на одного работника в США в 35 раз выше, чем в Нигерии [6, с. 55]. Более высокая капиталовооруженность труда в США объясняет разрыв только в 1,5 раза, а более высокий уровень образования американских работников по сравнению с нигерийскими – в 3,1 раза [6, с. 56]. Из этого расчета следует, различия в объемах накопления факторов производства объясняют разрыв в доходах только в 4,7 раза, а различия в СПФ – в 7,7 раза [6, с. 56]. Питер Кленоу и Франческо Родригес-Клэр представили различия в доходах в расчете на одного работника в виде разложения на составляющие компоненты: физический капитал, человеческий капитал и СПФ [6, с. 57]. Они оценили величину человеческого капитала средним числом лет обучения одного работника и отследили влияние уровня образования на заработки. Затем они пересчитали доли физического капитала, а также СПФ и обнаружили, что различия в СПФ играют большую роль в объяснении различий в доходах между странами. Из их исследования следует, что разрыв в СПФ объясняет различия в доходах на одного занятого на 60 % [6, с. 57]. Роль СПФ в изменении темпов роста дохода в расчете на одного работника даже больше, чем в уровне дохода на одного занятого в экономике – они объясняют примерно 90 % разрыва [6, с. 57].

Поэтому необходимо понять, что определяет различия в совокупной производительности факторов производства. Уильям Истерли и Росс Левин пришли к выводу, что рост СПФ объясняет около 60 % вариаций в темпах роста дохода на душу населения в их выборке стран. Точное число зави-

сит от периода, охваченного выборкой, и от стран, включенных в выборку [6, с. 57].

Важным фактором, влияющим на СПФ, является технический прогресс. Такого мнения придерживается большинство экономистов. Саймон Кузнец писал: «Можно сказать, что со второй половины XIX века самым важным источником экономического роста в развитых странах определенно становятся основанные на науке технологии – в числе прочих в электроэнергетике, производстве двигателей внутреннего сгорания, производстве электронного оборудования, ядерных технологиях, биотехнологиях [6, с. 57]. Многие специалисты по истории экономики отводят развитию технологий и росту общей факторной производительности центральное место в экономическом росте [1]. Они призывают ученых рассматривать процесс роста в долгосрочной перспективе, так как для распространения новых технологий требуется много времени. Как показывают исследования экономистов-историков, средние темпы роста мировой экономики ускоряются. Для ускорения темпов роста необходимо, чтобы технологические изменения со временем нарастали, причем настолько быстро, чтобы преодолеть ограничивающие последствия физического капитала. Возникает вопрос: почему темпы технологических изменений со временем нарастают? Для объяснения данного феномена требуется теория, описывающая процесс создания и распространения технологий.

Клаудиа Гольдин и Лауренс Кац (2001) обнаружили, что в течение XX в. в США около четверти роста показателя дохода на одного работника было связано с повышением уровня образования [6, с. 66]. Дэвид Митч (2001) установил, что в Европе в XX в. распространение среднего и высшего образования оказало существенное воздействие на экономический рост, хотя и меньшее, чем в США [6, с. 66]. Оценки Клаудии Гольдин и Лауренса Каца, а также Элханана Хекмана дают величину вклада образования в первой половине XX в. в рост выпуска от 21 до 23 % [6, с. 66]. Алвин Янг (1995) обнаружил, что увеличение продолжительности фундаментального образования сыграло главную роль в росте новых индустриальных стран Азии [6, с. 66–67]. Аналогичные результаты были получены для многих стран и разных периодов. Продолжительность образования играет важную роль в объяснении межстрановых различий в доходах на душу населения. Эрик Ханушек и Деннис Кимко обнаружили, что помимо продолжительности образования, межстрановые различия в доходах зависят от качества образования [6, с. 67]. Часто обсуждается вопрос о существовании экстерналий человеческого капитала. Как микроэкономические, так и макроэкономические эмпирические исследования дают противоречивые результаты.

Роберт Барро [9] рассматривал четыре типа регрессий систем уравнений экономического роста реального ВВП на душу человека по трем периодам 1965–1975, 1975–1985, 1985–1990 по различным наборам объясняющих переменных:

- вторичное мужское и высшее образование (среднее число лет образования для мужчин 25 и старше вторичному и третичному образованию на начало каждого периода);

- начальный уровень ВВП, ожидаемую продолжительность жизни, уровень фертильности, государственные расходы, индекс достижения власти

закона, условия торговых изменений, индекс демократии, уровень инфляции.

Были получены следующие результаты:

- значимое положительное влияние на рост средней продолжительности мужского вторичного и третичного образования ($\beta = 0,012$; дополнительный год мужского образования высшего уровня поднимает темпы роста на 1,2 % каждый год);
- напротив, мужское начальное образование не влияет значимо на рост;
- что удивительно, женское образование на различных уровнях имеет отрицательное, но не значимое влияние на рост;
- большее число лет мужского образования высшего уровня увеличивает чувствительность к начальному уровню ВВП, следовательно, ускоряет конвергенцию [9].

В межстрановых эмпирических исследованиях различий производительности труда и доходов часто используются макроэкономические модели, основанные на производственной функции Кобба–Дугласа, что облегчает интерпретацию и количественную оценку модели.

Одним из важных этапов развития макроэкономического анализа дифференциации доходов между странами и понимания того, в какой степени эти различия вызваны различиями в накоплении физического и человеческого капитала, или других факторов стали модели Роберта Холла и Чарльза Джонса [13], а также Питера Кленоу и Андриса Родригес-Клера [14].

Они начинают свой анализ с предположения о том, что выпуск является комбинацией физического капитала и эффективных трудовых услуг в виде функции Кобба–Дугласа:

$$Y_i = AK_i^\alpha H_i^\beta L_i^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

где i – указатель региона. Вклад A измеряется как остаток, отражая, таким образом, не только технологию или знания, но и все силы, влияющие на выпуск при заданных уровнях физического капитала и трудовых услуг.

В нашем анализе вместо данных о характеристиках стран используются данные о средних доходах и объемах накопленного физического и человеческого капитала в регионах России.

Постановка задачи и описание модели. Попытаемся использовать подход Холла и Джонса в анализе динамики эластичностей выпуска по физическому и человеческому капиталам, а также оценить изменение во времени общей факторной производительности экономики России (константы A). В нашей работе используется несколько иная, чем в модели Холла и Джонса модификация функции Кобба–Дугласа:

$$Y_i = AK_i^\alpha h_i^\gamma L_i^{1-\alpha},$$

где Y_i – выпуск, доходы или потребительские расходы в расчете на одного занятого, или среднемесячная заработная плата; K_i – основные фонды в i -м регионе; h_i – человеческий капитал региона в расчете на одного занятого в i -м регионе (средний уровень образования); L_i – численность занятого в экономике i -го региона населения.

Коэффициенты степени при независимых переменных – коэффициенты эластичности выпуска по соответствующим переменным.

Дело в том, что коэффициент эластичности выпуска по человеческому капиталу в экономике России существенно выше единицы, т.е. наблюдается положительный эффект масштаба от образования или, как еще часто говорят, существуют положительные экстерналии образования.

Разделим обе части последнего уравнения на число работников и прологарифмируем, получаем

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + \ln(A) + \gamma \ln(h_i). \quad (2)$$

Это уравнение может быть использовано для разложения на составляющие различий в подушевом выпуске, чтобы отдельно оценить вклады физического капитала на одного работника, трудовых услуг на одного работника и остаточный член. Более полезным оказалось бы несколько иное разложение, которое позволило бы соотнести данное увеличение исключительно с ростом остатка, поскольку именно рост A послужил единственным источником увеличения выпуска на одного работника.

Для решения этой проблемы вычитаем $\alpha \ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right)$ из обеих частей уравнения и это дает

$$\begin{aligned} (1-\alpha) \ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) &= \left[\alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) - \alpha \ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) \right] + \ln(A) + \gamma \ln(h_i) = \\ &= \alpha \ln\left(\frac{K_i}{Y_i}\right) + \ln(A) + \gamma \ln(h_i). \end{aligned}$$

Поделив обе части на выражение $(1-\alpha)$, получаем

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{K_i}{Y_i}\right) + \frac{\ln(A)}{1-\alpha} + \frac{\gamma}{1-\alpha} \ln(h_i).$$

В более простом виде выглядит следующим образом:

$$\ln(y_i) = \frac{\ln(A)}{1-\alpha} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{K_i}{Y_i}\right) + \frac{\gamma}{1-\alpha} \ln(h_i). \quad (3)$$

Это уравнение позволяет выразить выпуск на душу населения через интенсивность физического капитала (отношение основных фондов к уровню выпуска), человеческий капитал (средний уровень образования одного работника) и остаток. Оно позволяет лучше понять сущность интересующих нас явлений, поскольку за долгосрочные эффекты изменения уровня образования на одного работника и остатка полностью отвечают сами эти переменные. Такое разложение оказывается очень полезным при анализе российских региональных статистических данных, так как позволяет снять проблему соизмерения во времени основного капитала регионов, так как в российской статистике отсутствуют дефляторы основных фондов. То есть заменить фондоемкость труда как стандартную переменную функции Кобба–Дугласа, на переменную фондоемкости выпуска (доходов населения, заработной платы или объемов потребительских расходов) и объединять в пространственном регрессионном анализе данные за разные годы, увеличивая число наблюдений и повышая тем самым статистическую надежность оценок регрессионных уравнений. Все регрессионные уравнения

рассчитаны как взвешенные, в качестве весовой переменной использовалась переменная «доходы населения регионов». Данная схема расчетов является развитием ранее использовавшихся авторами методик оценок отдачи человеческого капитала в России [2, 4, 5].

В табл. 1 представлены результаты расчетов регрессионного уравнения (3) на основе данных по регионам России, объединенным за двухлетние периоды.

Доходы (потребительские расходы и заработная плата) в расчете на одного занятого за разные годы были приведены в сопоставимый вид с помощью индексов потребительских цен (ИПЦ) по регионам за все годы рассматриваемого периода, за базовый год был взят 2003 г., что позволило объединять данные по регионам попарно за разные годы и провести сопоставление полученных результатов за разные годы в реальном выражении. При этом из расчетов были исключены автономные округа, входящие в состав соответствующих края (за исключением Чукотского АО), а также Чеченская Республика (из-за отсутствия статистических данных по ней за большую часть рассматриваемого периода).

Из данных табл. 1 можно увидеть, что коэффициент γ (В) был статистически значим во всех временных периодах и практически монотонно снижался с 2003–2004 по 2009–2010 гг., немного повысившись в 2011–2012 гг. после окончания кризиса 2008–2009 гг. Коэффициент эластичности α (В) при показателе фондоемкости доходов населения регионов был статистически малозначим на протяжении большей части рассматриваемого периода.

Таблица 1

Взаимосвязь средних доходов в расчете на 1-го занятого, дисконтированных на индексе потребительских цен (ИПЦ), среднего уровня образования занятого в экономике регионов населения и фондоемкости доходов в 2003–2012 гг.

	2003–2004	2005–2006	2007–2008	2009–2010	2011–2012
Константа А	–21,375	–18,898	–11,609	–9,502	–9,599
Стандартная ошибка	2,455	1,693	1,195	1,333	1,170
Т – статистика	–8,706	–11,160	–9,716	–7,130	–8,196
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент α (В)	–0,048	0,129**	0,097	0,145**	0,115*
Стандартная ошибка	0,072	0,063	0,055	0,057	0,044
Коэффициент α (Beta)	–0,041	0,105**	0,080	0,132**	0,125*
Т – статистика.	–0,675	2,049	1,759	2,539	2,618
Р – уровень	0,501	0,042	0,050	0,012	0,010
Коэффициент γ (В)	12,135*	10,979*	8,210*	7,234*	7,393*
Стандартная ошибка	0,879	0,603	0,459	0,510	0,452
Коэффициент γ (Beta)	0,845*	0,932*	0,818*	0,740*	0,784*
Т – статистика	13,811	18,197	17,893	14,180	16,362
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент детерминации	0,770	0,756	0,676	0,582	0,646
Критерий Фишера	259,12	239,64	161,83	107,72	141,61
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Количество регионов	158	158	158	158	158

Примечание. Здесь и далее: * – параметр имеет 1%-ю значимость; ** – параметр имеет 5%-ю значимость; *** – параметр имеет 10%-ю значимость.

Таблица 2

Взаимосвязь средних потребительских расходов в расчете на 1-го занятого, дисконтированных на индексе потребительских цен (ИПЦ), среднего уровня образования занятого в экономике регионов населения и фондоемкости доходов в 2003–2012 гг.

	2003–2004	2005–2006	2007–2008	2009–2010	2011–2012
Константа А	–23,786	–16,402	–14,250	–9,132	–7,722
Стандартная ошибка	2,131	1,628	1,987	1,415	1,201
Т – статистика	–11,162	–10,078	–7,170	–6,454	–6,428
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент α (В)	–0,057	–0,031	–0,280	–0,003	0,121*
Стандартная ошибка	0,052	0,055	0,063	0,054	0,022
Коэффициент α (Beta)	–0,055	–0,027	–0,248	–0,003	0,272
Т – статистика	–1,080	–0,556	–4,412	–0,049	5,496*
Р – уровень	0,282	0,579	0,000	0,961	0,000
Коэффициент γ (В)	13,081*	10,082*	9,542*	7,149*	6,523*
Стандартная ошибка	0,777	0,593	0,774	0,543	0,475
Коэффициент γ (Beta)	0,856*	0,851*	0,693*	0,729*	0,679*
Т – статистика	16,828	17,289	12,326	13,176	13,725
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент детерминации	0,803	0,751	0,513	0,531	0,677
Критерий Фишера	320,55	239,94	81,744	87,584	162,49
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Количество регионов	160	158	158	158	158

Из данных табл. 2 можно увидеть, что коэффициент γ (В) монотонно снижался в период с 2003–2004 по 2009–2010 гг. Коэффициент α (В) при показателе фондоемкости потребительских расходов населения регионов был статистически незначим на протяжении практически всего периода и стал статистически значимым только для периода 2011–2012 гг.

Из данных табл. 3 можно увидеть, что коэффициент γ (В) монотонно снижался в период с 2003–2004 по 2009–2010 гг. Коэффициент α (В) при показателе фондоемкости среднемесячной заработной платы населения регионов был статистически значимым и положительным на протяжении всех рассматриваемых периодов, за исключением первого.

Теперь перейдем от значений коэффициентов регрессионного уравнения (3) к коэффициентам уравнения (1) с помощью следующих формул

$$\alpha = \frac{\alpha'}{1 + \alpha'}, \quad \gamma = \gamma' * (1 - \alpha),$$

$$A = e^{A'*(1-\alpha)}$$

и отобразим результаты вычислений в табл. 4.

Эти коэффициенты имеют смысл эластичности выпуска по соответствующей переменной: либо по основным фондам, либо по человеческому капиталу. В общем можно сказать о следующей явной тенденции: в рассматриваемый период практически монотонно снижается эластичность выпуска (реальных средних доходов и реальных средних потребительских

Таблица 3

**Взаимосвязь среднемесячной заработной платы, дисконтированной
на индексе потребительских цен (ИПЦ), среднего уровня образования
занятого в экономике регионов населения и фондоемкости доходов
в 2003–2012 гг.**

	2003–2004	2005–2006	2007–2008	2009–2010	2011–2012
Константа А	–10,345	–12,940	–11,835	–10,677	–8,643
Стандартная ошибка	2,307	1,664	1,266	1,407	1,472
Т – статистика	–4,485	–7,776	–9,346	–7,589	–5,873
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент α (В)	0,198	0,416*	0,349*	0,435*	0,171*
Стандартная ошибка	0,125	0,092	0,079	0,077	0,029
Коэффициент α (Beta)	0,117	0,267*	0,229*	0,295*	0,320*
Т – статистика	1,578	4,504	4,770	5,665	5,989
Р – уровень	0,117	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент γ (В)	7,116	7,860*	7,612*	6,923*	6,643*
Стандартная ошибка	0,766	0,570	0,486	0,538	0,584
Коэффициент γ (Beta)	0,690*	0,817*	0,752*	0,671*	0,608*
Т – статистика	9,291	13,784	15,647	12,860	11,372
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Коэффициент детерминации	0,401	0,554	0,644	0,585	0,623
Критерий Фишера	51,98	96,086	139,98	109,03	127,97
Р – уровень	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Количество регионов	158	158	158	158	158

расходов) по среднему уровню образования, т.е. снижалась отдача от человеческого капитала. По показателю «среднемесячная заработная плата» какой-либо четкой тенденции изменения эластичности по среднему уровню образования не наблюдается. Но величина эластичности по человеческому капиталу для данного показателя заметно ниже, чем по двум другим результирующим показателям, по всем временным периодам, кроме двух последних. Тем не менее можно отметить снижение качества уравнения со временем, падает уровень статистической значимости при втором коэффициенте, несколько снизился коэффициент детерминации и практически в два раза снизилось значение критерия Фишера.

Таблица 4

Значения коэффициентов γ уравнения (1)

Показатели	2003–2004 гг.	2005–2006 гг.	2007–2008 гг.	2009–2010 гг.	2011–2012 гг.
γ (по доходам)	12,75	9,72	7,48	6,32	6,63
γ (по расходам)	13,87	10,40	13,25	7,17	5,82*
γ (по заработной плате)	5,94	5,55*	5,64*	4,82*	5,67*

Можно отметить, что согласно табл. 5 статистически значимые показатели эластичности по фондоемкости для большей части двухлетних интервалов наблюдаются только для двух результирующих переменных, а именно для доходов в расчете на одного занятого и для среднемесячной

заработной платы. Причем какой-либо четкой тенденции изменения этих коэффициентов во времени выявить не удастся.

Таблица 5

Значения коэффициентов α уравнения (1)

Показатели	2003–2004 гг.	2005–2006 гг.	2007–2008 гг.	2009–2010 гг.	2011–2012 гг.
α (по доходам)	–0,05	0,11	0,09	0,13	0,10***
α (по расходам)	–0,06	–0,03	–0,39	0,00	0,11*
α (по заработной плате)	0,17	0,29*	0,26*	0,30*	0,15*

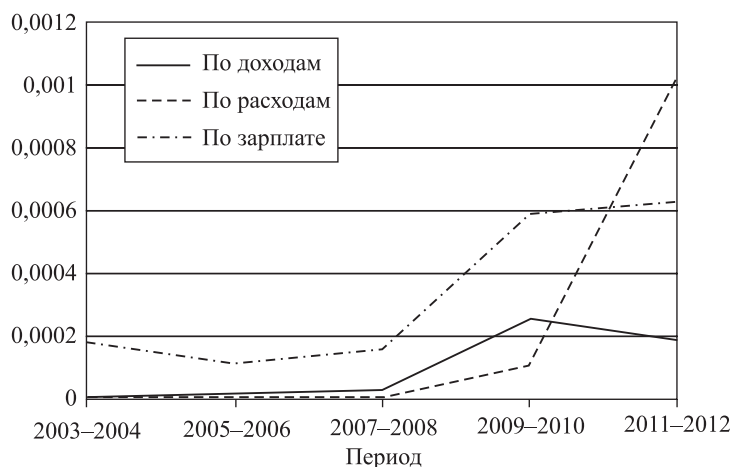
Для переменной «потребительские расходы в расчете на одного занятого» коэффициенты эластичности по большей части оказались статистически незначимы, исключение составляет только интервал 2011–2012 гг. Таким образом, для уровня потребительских расходов, как, впрочем, и для доходов населения, четкой связи с основными фондами (основным капиталом) не обнаружено.

Таблица 6

Значения коэффициентов A уравнения (1)

Показатели	2003–2004 гг.	2005–2006 гг.	2007–2008 гг.	2009–2010 гг.	2011–2012 гг.
A (по доходам)	1,77379E-10	5,37616E-08	2,53559E-05	0,000249	0,000182
A (по расходам)	1,11036E-11	4,45467E-08	2,53857E-09	0,000105	0,001019
A (по зарплате)	0,000177733	0,000107457	0,000154833	0,000587	0,000623

При использовании зависимой переменной – «среднемесячной заработной платы» наблюдалось снижение коэффициента A с 2003–2004 по 2005–2006 гг., умеренный рост в следующем периоде и быстрый рост с 2007–2008 до 2009–2010 гг. и затем рост замедлился (табл. 6). Поскольку в расчетах величин коэффициента A используются данные о величине α (B), который в большинстве случаев оказался статистически незначим (за исключением случая использования зависимой переменной «заработная плата»), то и анализ динамики коэффициента A во времени имеет смысл только для данной переменной. Более чем трехкратный рост этого коэффициента, т.е. общей факторной производительности экономики России в анализируемом периоде по заработной плате может быть вызван, хотя бы отчасти, «обелением» заработной платы, т.е. увеличением доли легальной заработной платы в общих выплатах работникам (см. рисунок). По статистическим данным в рассматриваемый период доля заработной платы (легальной) в совокупных доходах населения выросла на несколько процентных пунктов, а доля «прочих доходов, включая скрытую заработную плату», снизилась. Но это изменение в пределах 4–5 процентных пунктов не может объяснить значительное, более чем в три раза, увеличение общей факторной производительности (константы A). Поэтому можно было бы констатировать значительное увеличение общей факторной производительности экономики России по заработной плате в рассматриваемый период благодаря восстановлению производства после резкого спада в 1990-е гг. Другим возмож-



Динамика коэффициента А

ным объяснением данного явления может быть благоприятная ценовая конъюнктура на мировом рынке сырья в 2000-е гг., в том числе рост цен на нефть в эти годы.

Выводы. Основной вывод из полученных данных: эластичность «выпуска», т.е. отдача от человеческого капитала для зависимой переменной «среднемесячная заработная плата» оставалась примерно на одном уровне, для других зависимых переменных динамику отследить невозможно из-за низкой статистической значимости эластичностей по основным фондам. Разница в отдаче физического и человеческого капитала составляла примерно 20 раз в пользу человеческого капитала. Данное сопоставление страдает тем недостатком, что физический капитал измеряется в денежном выражении, а человеческий капитал – в натуральном (в годах обучения). Если оценивать человеческий капитал в денежном выражении, т.е. учитывать накопленным итогом прямые затраты на образование как частных лиц, так и государства, а также упущенные заработки, то коэффициент эластичности выпуска по человеческому капиталу существенно снизится. К сожалению, в российской статистике в настоящее время отсутствуют данные о расходах на образование по его уровням в разрезе регионов, что делает невозможным оценку накопленных инвестиций в образование как в целом по регионам, так и в среднем на одного занятого в экономике регионов по уровням образования. Поэтому пока невозможно оценить (и провести сопоставление) эластичностей выпуска по физическому и человеческому капиталам в одинаковой размерности. Тем не менее высокая отдача человеческого капитала по заработной плате и ее относительная стабильность во времени приводит к выводу, что вложения частных лиц и государства в образование дают существенный выигрыш в виде роста доходов населения.

Литература

1. Кембриджская экономическая история Европы Нового и Новейшего времени. М.: Изд-во Института Гайдара. 2013. Т. 2. С. 410–422.
2. Корицкий А.В. Человеческий капитал как фактор экономического роста регионов России. СибУПК. Новосибирск, 2010. 368 с.

3. *Ромер Д.* Высшая макроэкономика. М.: Изд. дом ВШЭ, 2014. 183 с.
4. *Семенихина В.А., Карелин И.Н., Корицкий А.В.* Оценка отдачи фонда высшего образования в России // Вестник Новосибирского государственного университета. Серия Социально-экономические науки. 2014. Т. 14. Вып. 2. С. 38–47.
5. *Семенихина В.А., Карелин И.Н., Корицкий А.В.* Оценка социальной нормы отдачи образования в России с учетом ожидаемой продолжительности жизни // Вестник НГУЭУ. 2014. № 3. С. 120–138.
6. *Хелпман Э.* Загадка экономического роста. М.: Изд-во Института Гайдара. 2012. С. 55–67.
7. *Acemoglu D., Angrist J.* 'How Large Are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws', mimeo, MIT, 1999.
8. *Acemoglu D., Zilibotti F.* Productivity Differences. 2, 2001. Quarterly journal of economics. Vol. 116. P. 563–606.
9. *Barro R.* Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, MIT Press: Cambridge, MA, 1997.
10. *Barro R.I., Sala-i-Martin X.* Economic Growth. New York: McGraw Hill, 2005.
11. *Caselly F., Agion P., Durlauf N.* Accounting for cross-country income differences. Amsterdam, 2005. Handbook of Economic Growth, T. Elsevier.
12. *Easterley W., Levin R.C.* It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. 2, 2001. World Bank Economic Review. Vol. 15. P. 177–219.
13. *Hall R.E., Jones Ch.I.* Why do some countries produce so much output per worker than others? Quarterly journal of economics. 1999. Vol. 114. P. 83–116.
14. *Klemow P.J., Rodriguez-Clare A.* The newoclassical revival in growth economics: has it gone too far? NBER Macroeconomics Annual. 1997. Vol. 12. P. 73–103.
15. *Kumar S., Russel R.R.* Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence. 3, 2002. The American Economic Review. Vol. 92. P. 527–548.
16. *Lipsey G., Carlaw K.I.* Total factor productivity and the measurement of technological change. 4, 2004. Canadian Journal of Economics. Vol. 37. P. 1118–1150.
17. *Lipsey G., Carlaw K.I.* It's not factor accumulation: stylized facts and growths models. 2. World Bank Economic Review. 2001. Vol. 15. P. 177–219.
18. *Prescott E.C.* Needed a theory of total factor productivity. Research Staff Report, Federal Reserve Bank of Minneapolis. Minneapolis, 1997.
19. *Quah D.* Empirics for growths and distribution, polarization and convergence clubs. Vol. 2. 1997. Journal of Economic Growth. Vol. 15. P. 27–59.

Bibliography

1. *Kembridzhskaja jekonomicheskaja istorija Evropy Novogo i Novejshego vremeni.* М.: Изд-во Института Гайдара. 2013. Т. 2. P. 410–422.
2. *Korickij A.V.* Chelovecheskij kapital kak faktor jekonomicheskogo rosta regionov Rossii. SibUPK. Novosibirsk, 2010. 368 p.
3. *Romer D.* Vysshaja makrojekonomika. М.: Изд. дом VShJe, 2014. 183 p.
4. *Semenihina V.A., Karelin I.N., Korickij A.V.* Ocenka otdachi fonda vysshego obrazovaniya v Rossii // Vestnik Novosibirskogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya Social'no-jekonomicheskie nauki. 2014. T. 14. Vyp. 2. P. 38–47.
5. *Semenihina V.A., Karelin I.N., Korickij A.V.* Ocenka social'noj normy otdachi obrazovaniya v Rossii s uchjotom ozhidaemoj prodolzhitel'nosti zhizni // Vestnik NGUJeU. 2014. № 3. P. 120–138.
6. *Helpman Je.* Zagadka jekonomicheskogo rosta. М.: Изд-во Института Гайдара. 2012. P. 55–67.
7. *Acemoglu D., Angrist J.* 'How Large Are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws', mimeo, MIT, 1999.

8. *Acemoglu D., Zilibotti F.* Productivity Differences. 2, 2001. Quarterly journal of economics. Vol. 116. P.563–606.
9. *Barro R.* Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, MIT Press: Cambridge, MA, 1997.
10. *Barro R.I., Sala-i-Martin X.* Economic Growth. New York: McGraw Hill, 2005.
11. *Caselly F., Agion P., Durlauf N.* Accounting for cross-country income differences. Amsterdam, 2005. Handbook of Economic Growth, T. Elsevier.
12. *Easterley W., Levin R.C.* It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. 2, 2001. World Bank Economic Review. Vol. 15. P. 177–219.
13. *Hall R.E., Jones Ch.I.* Why do some countries produce so much output per worker than others? Quarterly journal of economics. 1999. Vol. 114. P. 83–116.
14. *Klemow P.J., Rodriguez-Clare A.* The newoclassical revival in growth economics: has it gone too far? NBER Macroeconomics Annual. 1997. Vol. 12. P. 73–103.
15. *Kumar S., Russel R.R.* Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence. 3, 2002. The American Economic Review. Vol. 92. P. 527–548.
16. *Lipsey G., Carlaw K.I.* Total factor productivity and the measurment od technologikal change. 4, 2004. Canadian Journal od Economics. Vol. 37. P. 1118–1150.
17. *Lipsey G., Carlaw K.I.* It's not factor accumulation: stylized facts and growths models. 2. World Bank Economic Review. 2001. Vol. 15. P. 177–219.
18. *Prescott E.C.* Needed a theory of total factor productivity. Research Stuff Report, Federal Reserve Bank of Minneapolis. Minneapolis, 1997.
19. *Quah D.* Empirics for growths and distribution, polarization and convergence clubs. Vol. 2. 1997. Juornal of Economic Growth. Vol. 15. P. 27–59.