JEL: F43, J24, R15, R11
УДК 330+338+378

<https://dx.doi.org/10.14530/se.2021.2.057-080>

Человеческий капитал и рост региональных экономик

Б.И. Алехин

Алехин Борис Иванович

доктор экономических наук, профессор

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com

ORCID: 0000-0002-9571-4836

Аннотация. В данной работе исследован вклад накопления человеческого капитала в рост 82 региональных экономик за 2002–2019 гг. Цель данной работы – протестировать предположение о существовании долгосрочной равновесной связи экономического роста с накоплением человеческого капитала российских регионов, что с эконометрической точки зрения означало бы опровержение гипотезы отсутствия коинтеграции временных рядов, описывающих эти переменные. Общие теоретические рамки заданы неоклассической теорией экономического роста и концепцией коинтеграции нестационарных переменных, а эмпирическая методология – эконометрикой панельных данных. Метод сводных групповых средних и полностью модифицированный метод наименьших квадратов использованы для оценивания параметров авторегрессионной модели распределенных лагов, построенной на модели Р. Солоу. Обнаружена положительная и статистически значимая долгосрочная связь темпа роста подушевого дохода с накоплением человеческого капитала, позволяющая говорить о коинтеграции этих величин. Проведенные расчеты позволили сделать следующие выводы: подушевой ВРП коинтегрирован с физическим и человеческим капиталом на региональном уровне, и коинтегрирующее уравнение «объясняло» более 90% вариации подушевого ВРП; накопление человеческого капитала оказывало существенное положительное влияние на рост подушевого ВРП в долгосрочном плане, и это влияние превосходило влияние накопления физического капитала; положительный вклад накопления человеческого капитала в рост подушевого ВРП превышал отрицательную эластичность этого роста по ресурсам, отвлеченным от непосредственного производства на содержание студенческого контингента и региональной образовательной системы; экономика регионов стремилась к равновесию совершенного разными темпами, что свидетельствует о невероятном разнообразии путей и способов приспособления регионов к дисбалансам.

Ключевые слова: экономический рост, человеческий капитал, регион, коинтеграция, Россия

Для цитирования: Алехин Б.И. Человеческий капитал и рост региональных экономик // Пространственная экономика. 2021. Т. 17. № 2. С. 57–80. <https://dx.doi.org/10.14530/se.2021.2.057-080>

Human Capital and Regional Economic Growth in Russia

B.I. Alekhin

Boris Ivanovich Alekhin

Doctor of Economics, Professor

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com

ORCID: 0000-0002-9571-4836

Abstract. This study examines the contribution of human capital accumulation to regional economic growth using panel data for 82 subjects of the Russian Federation over 2002–2019. This paper aims to test the hypothesis that in the long-run equilibrium there exists a connection between economic growth and human capital accumulation in the regions of Russia. From the point of view of econometrics, it would mean that we should refute the hypothesis that there is no cointegration of time series describing the aforementioned variables. General theoretical framework was drawn from the neoclassical growth theory, and panel data econometrics suggested the appropriate empirical methodology. Pooled mean group and fully modified least squares estimators were applied to an autoregressive distributed lags model based on the Solow model. The results indicate that accumulation of human capital has a positive and statistically significant long-term impact on the rate of growth of per capita income and that these variables are cointegrated. Such calculations allow us to make the following conclusions: per capita GRP is cointegrated with physical and human capital on the regional level. The cointegrating equation ‘explained’ more than 90% of per capita GRP variance. Human capital accumulation had a significant positive impact on per capita GRP growth in the long run; such impact exceeded the impact of physical capital accumulation. The positive impact of human capital accumulation on per capita GRP growth surpassed the negative elasticity of growth GRP by the amount of resource excluded from the real sector to provide support to students and maintain the regional education system. The paces at which regional economies were heading towards the steady state differed which is an evidence that there exist an incredible manifold of ways and means for regions to adjust to disbalances.

Keywords: economic growth, human capital, region, cointegration, Russia

For citation: Alekhin B.I. Human Capital and Regional Economic Growth in Russia. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2021, vol. 17, no. 2, pp. 57–80. <https://dx.doi.org/10.14530/se.2021.2.057-080> (In Russian)

ВВЕДЕНИЕ

Цель данной работы – протестировать предположение о существовании долгосрочной равновесной связи экономического роста с накоплением человеческого капитала российских регионов, что с эконометрической точки зрения означало бы опровержение гипотезы отсутствия коинтеграции временных рядов, описывающих эти переменные. Для тестов выбраны данные из статистики исполнения консолидированных бюджетов 82 субъектов Российской Федерации за 2002–2019 гг. Получилась строго сбалансиро-

рованная панель: каждый регион имеет одно и то же число наблюдений, и наблюдения для каждого региона сделаны в одни и те же годы. Общие теоретические рамки заданы неоклассической теорией экономического роста, а эмпирическая методология – эконометрикой панельных данных. Метод объединенных групповых средних и полностью модифицированный метод наименьших квадратов использованы для оценивания параметров авторегрессионной модели распределенных лагов, основанной на расширенной модели экзогенного роста Р. Солоу.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ РАМКИ

Модель роста Р. Солоу

Широкое определение человеческого капитала дает энциклопедия Britannica: «Человеческий капитал – это нематериальные коллективные ресурсы, которыми обладают индивиды и группы данного населения, и которые включают все знания, таланты, навыки, способности, опыт, интеллект, тренировку, суждение, здравый смысл... кумулятивная сумма которых представляет собой форму богатства, доступную нациям и организациям для достижения их целей»¹.

Современная макроэкономика рассматривает человеческий капитал как «очевидную непосредственную детерминанту» экономического роста наряду с физическим капиталом, и одной из ее конечных целей является количественная оценка вклада накопления человеческого капитала в рост экономик разных стран и регионов одной страны (Romer, 2019, p. 150). Поэтому для макроэкономистов определение человеческого капитала в Britannica слишком широкое, хотя «по духу» правильное.

Человеческий капитал включается в эмпирический анализ либо через расширения неоклассических моделей экзогенного роста, в первую очередь модели Солоу (Solow, 1957), либо через уравнения эндогенного роста, предложенные П. Ромером, Р. Лукасом и Р. Барро (если отметить только ранних авторов). Выбирая теоретическую основу для эмпирической модели, мы учли итог (возможно, промежуточный) соперничества экзогенного и эндогенного направлений. «Эндогенные модели не могут полностью объяснить опыт роста ни развитых, ни развивающихся стран» – убежден Б. Рао (Rao, 2006, p. 11). А Г. Мэнкью, Д. Ромер и Д. Вэйл (далее – MRW) продемонстрировали, что «расширенная модель Солоу, которая включает накопление человеческого, а также физического капитала, дает отличное описание международных различий в уровне жизни» (Mankiv et al., 1992, p. 407).

¹ Human Capital / Britannica. URL: <https://www.britannica.com/topic/human-capital> (дата обращения: апрель 2021).

Накопление человеческого капитала зависит, во-первых, от объема выделенных ему ресурсов и, во-вторых, от объема человеческого капитала, созданного накоплением. Модель Солоу трактует первый фактор как экзогенный. Что касается второго фактора, модель допускает, что человеческий капитал каждого работника зависит только от продолжительности образования, которое можно измерить, например, числом лет, проведенных в образовательных организациях. Упрощая дальше, модель допускает, что работники получают одно и то же образование, которое по большей части не меняется со временем. Но и при таком ограниченном подходе измерение человеческого капитала представляет собой огромные практические трудности, признают MRW (Mankiv et al., 1992, p. 418).

Ключевой аспект модели Солоу – неоклассическая спецификация производственной функции Кобба – Дугласа, допускающая снижение отдачи на каждый фактор производства, независимость отдачи от масштаба производства и положительную эластичность взаимозамещения факторов. В сочетании с правилом неизменной нормы сбережения эта спецификация рисует упрощенную картину общественного производства в равновесии. Реализма и популярности среди исследователей экономического роста ей добавило предложенное MRW расширение за счет человеческого капитала:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

где Y , K , H и L – выпуск, запасы физического капитала, человеческого капитала и рабочей силы, а A – уровень технологии. Допускается, что L и A растут экзогенными темпами n и g , то есть $L_t = L_0 e^{nt}$ и $A_t = A_0 e^{gt}$. Соответственно, число эффективных единиц труда $A_t L_t$ растет темпом $n + g$ (Mankiv et al., 1992, p. 416).

Уравнение устойчивого уровня подушевого дохода, основанное на расширенной за счет человеческого капитала производственной функции Кобба – Дугласа с неизменной отдачей, нейтральным техническим прогрессом Р. Харрода и допущением, что устойчивые уровни физического и человеческого капитала равны нулю, MRW записали следующим образом:

$$\ln y_t = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_h - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta), \quad (2)$$

где y_t – доход на 1 работника, α и β – доли физического и человеческого капитала в доходе, s_k и s_h – нормы инвестиций в физический и человеческий капитал. В устойчивом состоянии $\Delta \ln y_t = g$, так как все прочие темпы и отношения неизменные.

Оценив построенную на уравнении (2) регрессию по данным из десятков стран, MRW обнаружили, что регрессия «объясняла» в 1965 г. около 80% межстрановой вариации темпа роста подушевого ВВП. «При всем не-

избежном несовершенстве данных такого сорта мы считаем подгонку этой простой модели замечательной. Похоже, расширенная модель Солоу дает почти полное объяснение, почему одни страны богатые, а другие бедные» (Mankiv et al., 1992, p. 408, 420, 421). После такого успеха уравнение (2) стало «рабочей лошадкой» многих эмпирических исследований экономического роста, в том числе российских.

Концепция коинтеграции

В 1982 г. Р. Нельсон и Ч. Плоссер стали первооткрывателями, опубликовав статью, из которой следовало, что 13 основных макроэкономических показателей США нестационарны из-за содержащегося в них единичного корня, который ставит среднее и дисперсию переменной в зависимость от времени и тем самым делает ее движение стохастическим (Nelson, Plosser, 1982). Заговорили даже о «революции гипотезы единичного корня». Комментируя это открытие, Т. Сарджент заявил тогда, что все сделанное до сих пор в области макроэкономической динамики подлежит пересмотру¹.

Нестационарные временные ряды чреваты ложными регрессиями из-за общего стохастического тренда. До открытия коинтеграции эконометристы рекомендовали дифференцировать ряды для устранения тренда и затем строить из них авторегрессионные модели распределенных лагов, которые описывают только краткосрочные связи между переменными. Дифференцирование решало проблему нестационарности, но оставалась другая важная проблема: эмпирически поддержать предсказания экономической теории о пребывании нестационарных переменных в долгосрочном равновесии. Ведь, перейдя на разности и удалив тем самым тренд, мы, по словам Г.Г. Канторовича, «отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных» (Канторович, 2003, с. 79).

Эту важную проблему решили К. Грэнджер и Р. Энгл, разработав теорию и методологию коинтеграции (Engle, Granger, 1987, p. 251). Коинтеграция означает, что отклонения от равновесия стационарны с конечной дисперсией, а сами ряды нестационарны и имеют неограниченную дисперсию. Коинтеграция – эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии. Переменные, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Неизвестно, куда они направляются, но известно, что они направляются туда вместе, ибо связаны общим стохастическим трендом. Экономисты понимают под равновесием равенство фактических трансакций желательным, а эконометристы – любую долгосрочную связь

¹ Цит. по: (Канторович, 2002, с. 269).

между нестационарными переменными. Коинтеграция не требует, чтобы эту связь генерировали рыночные силы или правила поведения экономических агентов. После открытия коинтеграции появился критерий выбраковки ложных регрессий: регрессия, составленная из коинтегрированных переменных, безупречна, а в остальных случаях надо выяснить, основана ли регрессия на реальной причинности, позволяющей считать ее подлинной.

Главное свойство коинтегрированных переменных заключается в том, что их краткосрочная динамика находится под влиянием масштаба любого отклонения от долгосрочного равновесия. Как показали Грэнджер и Энгл, коинтегрированную систему можно представить в виде модели коррекции ошибок (отклонений от) равновесия, которая описывает динамический процесс ликвидации дисбаланса. «Идея проста – часть дисбаланса, возникшего в одном периоде, устраняется в следующем периоде... В системе двух переменных типичная модель коррекции ошибок увязывает изменение одной переменной с прошлыми нарушениями равновесия и прошлым изменением обеих переменных» (Engle, Granger, 1987, p. 254).

ОБЗОР РОССИЙСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Обзор ограничен теми работами, в которых использованы российские данные для эконометрического анализа влияния человеческого капитала на рост региональных экономик в России, и сфокусирован на характере данных, результатах и методах их получения. Для начала отметим, что ни в одной работе не ставилась цель оценить долгосрочные связи. Либо данные имели только пространственную структуру, либо авторы преследовали другие цели и тестировали другие гипотезы.

В-первых, из 14 работ в шести (4, 5, 9, 11, 12, 13) (*табл. 1*) содержится отрицательное заключение о положительном влиянии человеческого капитала на рост региональных экономик.

Во-вторых, в большинстве работ мерилом человеческого капитала являлось число лиц с различным уровнем образования или их доля в занятом населении. Это интуитивно понятный, статистически простой и легкодоступный показатель. В модели Солоу человеческий капитал каждого работника зависит только от числа лет, проведенных в образовательных организациях. Доля занятых с различным уровнем образования является хорошим индексом этого числа. Работник со степенью бакалавра проводит «за партией» в среднем 15 лет, а работник с аттестатом полной средней школы – 11 лет¹.

¹ Нормативно в России начальное общее образование – 4 года, основное общее образование – 5 лет, среднее (полное) общее образование – 2 года; высшее профессиональное образование со степенью «бакалавр» – не менее 4 лет, с квалификацией «дипломированный специалист» – не менее 5 лет, со степенью «магистр» – не менее 6 лет.

Таблица 1

**Некоторые эмпирические работы о влиянии человеческого капитала
на региональный экономический рост**

Table 1

Some empirical studies of the human capital impact on regional economic growth

№	Автор, год публикации	Данные: число регионов, годы наблюдения	Оценка	Заключение (ЧК – человеческий капитал)
1	2	3	4	5
1	Штерцер Т. А., 2006	Панель: 77, 1996–2004	Обобщенный (сквозной) метод наименьших квадратов (МНК)	Оценки MRW-модели подтвердили значимость ЧК для роста и показали, что ЧК имеет для роста такое же значение, как и физический капитал (с. 50)
2	Комарова А.В., Павшук О.В., 2007	Панель: 78, 1998–2003	Сквозной МНК	Доля ЧК в обеспечении роста регионов России составила в среднем 20% (с. 201)
3	Котырло Е.С., 2008	Панель: 9, 65, 1994–2003	Сквозной МНК, МНК со случайными эффектами	Использование ЧК дает существенное приращение экономическому росту при наблюдаемом усилении межрегионального неравенства в экономическом развитии как по выборке, так и по Северу. Не выявлено взаимосвязи между качеством ЧК и динамикой развития малого бизнеса (с. 64)
4	Комарова А.С., Крицына Е.А., 2012	Перекрестные данные: 74, 80, 81, 2009	Сквозной МНК	Полученная оценка физического капитала оказалась статистически значима, ЧК (по доле выпускников вузов) – совершенно незначима, что противоречит основным предположениям MRW-модели (с. 7)
5	Божечкова А.В., 2013	Перекрестные данные: 79, 2000–2008; панель: 79, 2001–2004, 2005–2008	Сквозной МНК, МНК с фиксированными эффектами	Гипотезы о наличии прямого влияния ЧК различных уровней на темпы регионального экономического роста для всей совокупности субъектов отвергаются на любом допустимом уровне значимости (с. 95)
6	Мичасова О.В., 2014	Перекрестные данные: 79, 2003, 2010	МНК	Уровень запаса ЧК является значимым фактором для развития регионов, поэтому на современном этапе развития страны чем больше запас ЧК, тем быстрее будут темпы экономического роста (с. 29)
7	Юшков А.С., 2016	Панель: 78, 2005–2012	МНК с фиксированными эффектами	Доля инвестиций в ВРП и прокси ЧК положительно и значимо связаны с экономическим ростом (с. 416)
8	Корицкий А.В., Карелин И.Н., Семенихина В.А., 2017	Перекрестные данные, 78–80, 2005–2013	Взвешенный МНК	Роль уровня образования в поступлении налогов достаточно велика и сравнима с ролью основных фондов (с. 76)

1	2	3	4	5
9	Унтура Г.А., Канева М.А., 2017	Панель: 80, 2010–2013	МНК с фиксиро- ванными эффектами	Вложения в НИОКР оказались незначи- мым фактором в объяснении темпов экономического роста, однако влияние перетоков НИОКР оказалось значи- мым и положительным (с. 427)
10	Корицкий А.В., 2018	Перекрестные данные: 78–79, 2010	Сквозной МНК	На доходы населения и фонд зарабо- тной платы населения регионов России существенно большее влияние оказы- вает ЧК, чем основные фонды (с. 44).
11	Мельников Р.М., Тесленко В.А., 2018	Панель: все, 2009–2015	МНК с фиксиро- ванными эффектами	Накопление ЧК оказывает небольшое положительное влияние на динамику роста в регионах, специализирующих- ся на обрабатывающей промышлен- ности и имеющих высокий научный потенциал. ЧК, сконцентрированный в секторе исследований и разработок, не оказывает существенного влияния на динамику экономического роста даже в регионах с высоким научным потенциалом (с. 111)
12	Земцов С.П., Смелов Ю.А., 2018	Панель: 82, 1998–2014	МНК с фиксиро- ванными эффектами	Коэффициент при ЧК равен 0,060, его стандартная ошибка равна 0,045
13	Унтура Г.А., 2019	Панель: 80, 2010–2013	МНК со случайными и фиксиро- ванными эффектами	Гипотеза о позитивном влиянии рас- ходов на науку и высшее образование в 2010–2013 гг. статистически не под- тверждена. Гипотеза о положительном влиянии качества ЧК не подтверди- лась. Гипотеза о значимости каналов перетока знаний подтвердилась (с. 123, 125)
14	Алетдино- ва А.А., Кориц- кий А.В., 2019	Перекрестные данные: 78–79, 2010	Сквозной МНК	Накопленный в экономике регионов ЧК влияет на доходы населения силь- нее, чем физический капитал, и, сле- довательно, инвестиции в ЧК должны превосходить по объему инвестиции в физический капитал (с. 156)

В-третьих, из-за «молодости» российской региональной статистики во всех работах использованы либо данные без временной структуры, либо панели с очень короткими временными рядами (максимум – 16 лет в работе 12). Чтобы оценки параметров эмпирической модели были надежными, длина временных рядов должна измеряться десятками наблюдений. У Х. Песарана панель – широкая, если число групп (N) больше 100, и длинная, если число временных периодов (T) больше 50 (Pesaran, 2015, p. 817).

В-четвертых, во всех работах использованы традиционные методы оценивания параметров эмпирической модели. Это статические версии МНК, такие как межгрупповая (*between*) регрессия, объединенный (*pooled*) МНК, панельные модели со случайными (RE) и фиксированными (FE) эффектами. Они не учитывают динамической природы панельных данных, а такой учет является фундаментальной задачей исследования экономического роста.

В-пятых, в трех работах (9, 11, 13) для учета панельной динамики в правую часть эмпирической модели включены лаги зависимой переменной, но поиск ответа на вопрос, находится ли рост в долгосрочных отношениях с человеческим капиталом, видимо, не входил в планы авторов. Оценивалось влияние человеческого капитала (и других факторов) на экономическую динамику в регионах в FE-модели. Однако панели короткие – не более восьми лет. А когда T мало, оценки λ (коэффициента при лаге зависимой переменной – *Б.А.*) как с фиксированными (FE), так и со случайными (RE) эффектами смещены (Pesaran, 2015, p. 678).

В-шестых, скорее из-за отсутствия или малой длины временных рядов не возник и вопрос о том, как быть с неоднородностью угловых коэффициентов линий региональных регрессий. Регионы во многом неоднородны (география, климат, население и др.), но есть весомые причины ожидать, что некоторые долгосрочные связи не меняются от региона к региону из-за цикла деловой активности, единой государственной бюджетной и денежной политики, политики федерального центра в отношении региональных органов управления (РОУ), возможностей для арбитража, доступа к технологии и многих других факторов, одинаково влияющих на регионы. Традиционные методы допускают либо одну неоднородность, как объединенный МНК, либо одну однородность, как FE-модель.

В годы разработки традиционных методов панели были совсем короткими, а значит, и «простор» для анализа последствий неоднородности угловых коэффициентов был мал. Со временем панели достигли приличной длины (25–30 лет), и появилась возможность прямо изучать эти последствия. К началу 1990-х гг. выяснилось, что «угловая» неоднородность в таких панелях – правило, а не исключение. «...Отмахиваться от нее, ссылаясь на малое T , было бы неоправданно. В таких обстоятельствах лучше признать скудость данных и проявлять большую осторожность в выводах» (Pesaran, 2015, p. 678).

Наконец, там, где можно было использовать обобщенный метод моментов (GMM), использованы традиционные методы, хотя GMM, особенно «системный», лучше традиционных методов, потому что помогает решить такие острые проблемы, как а) корреляция эндогенных регрессоров с остаточным членом; б) корреляция не зависящих от времени групповых

особенностей с регрессорами; в) неприемлемая автокорреляция остатков из-за присутствия лага зависимой переменной среди регрессоров; г) число групп в панели намного больше числа временных периодов (Mileva, 2007).

Правда, есть проблемы, которые не решает и GMM. Он отражает краткосрочную динамику и игнорирует стационарность переменных в коротких панелях (для которых он – лучший из традиционных). Неясно, выражают GMM-оценки реальные долгосрочные связи или мнимые зависимости. По словам Р. Смита, «традиционный GMM разваливается, если переменные нестационарны» (Smith, 2001, p. 10). А допущение однородности краткосрочных коэффициентов при лаге зависимой переменной грозит серьезным смещением оценок.

ЭМПИРИЧЕСКАЯ ПЛАТФОРМА ДАННОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

Метод оценивания

Первая часть эмпирической платформы – метод оценивания параметров эмпирической модели неоднородной динамической панели. Важной вехой на пути к более эффективным методам явились работы Х. Песарана, Й. Шина и Р. Смита, опубликованные после того, как они заключили, что традиционные методы, такие как FE-модель и «оценщики» с инструментальными переменными вроде GMM, могут выдавать несостоятельные и потенциально очень обманчивые оценки средних значений параметров динамических панельных моделей из-за допущения идентичности угловых коэффициентов (Pesaran, Shin, Smith, 1997, p. 1).

Эти авторы предложили два разных метода решения проблемы «угловой» неоднородности: метод групповых средних (MG) и метод объединенных групповых средних (PMG). MG-оценки основаны на допущении всецелой неоднородности: все параметры регрессии свободно меняются от группы к группе, что обеспечивает полный учет групповой специфики. Для каждой группы оцениваются параметры регрессии и анализируется их распределение. Особый интерес вызывает среднее групповых коэффициентов (отсюда название «групповые средние»). MG-оценки средних параметров состоятельны, но, допуская полную неоднородность, они не учитывают тот факт, что некоторые параметры являются общими для групп.

PMG занимает промежуточное положение между MG и традиционной FE-моделью. PMG реалистично допускает, что если процессы генерации данных в группах схожи или взаимосвязаны, то объединение временных рядов может повысить эффективность оценок (отсюда название «объединенные групповые средние»). Как и MG, PMG позволяет краткосрочным

коэффициентам, свободным членам и дисперсиям случайных ошибок свободно меняться от группы к группе, но в отличие от MG налагает допущение идентичности на долгосрочные коэффициенты путем объединения временных рядов. А в отличие от FE-модели, допускающей полную групповую однородность, PMG позволяет краткосрочным коэффициентам, свободным членам и дисперсиям случайных ошибок свободно меняться от группы к группе. Он скрещивает лучшее от MG и FE-модели: как и MG, PMG «усредняет», как и FE-модель, PMG «объединяет». Поскольку PMG допускает, что некоторые долгосрочные связи являются общими для разных групп, он особенно интересен для исследователей, занятых поиском коинтеграции в неоднородных динамических панелях.

Тест Энгла – Грэнджера, тест Йохансена и другие традиционные тесты на коинтеграцию основаны на допущении, что коинтегрированными могут быть только нестационарные переменные. Массовое освоение этих тестов в эмпирической литературе породило два заблуждения. Во-первых, долгосрочные связи существуют только в контексте коинтеграции нестационарных переменных, и, во-вторых, стандартные методы оценивания и извлечения выводов некорректны (Loayza, Rancière, 2004). Работы Песарана, Шина и Смита развеяли эти заблуждения. Простые модификации стандартных методов сделали популярными PMG и MG, которые могут выдавать состоятельные и эффективные оценки параметров долгосрочной связи между нестационарными и стационарными переменными в рамках авторегрессионной модели распределенных лагов (ARDL). Разработчики PMG и MG представили «старую добрую» ARDL-модель как новый тест на коинтеграцию.

Наша панель тоже короткая – 18 лет. Выбор PMG основан на следующем заключении профессора эконометриста: «Во многих исследованиях число временных периодов меньше 20... В таких случаях можно использовать... метод объединенных групповых средних, основанный на допущении идентичности долгосрочных параметров всех пространственных единиц, но допускающий межгрупповые различия в краткосрочной динамике» (Pesaran, 2015, p. 851–852).

У PMG есть конкуренты-сверстники. Это прежде всего полностью модифицированный МНК (FMOLS), разработанный П. Педрони специально для обнаружения коинтеграции в неоднородных динамических панелях. Он полностью модифицированный, потому что добавляет к традиционному МНК коррекцию на эндогенность и серийную корреляцию (Pedroni, 2001).

Если PMG основан на внутреннем (*within*) измерении панели, то FMOLS – на межгрупповом (*between*). В этом, считает Педрони, преимуще-

ство его метода: статистика FMOLS допускает более гибкую формулировку альтернативной гипотезы и потому обеспечивает устойчивое тестирование нулевой гипотезы «значения коинтегрирующего вектора общие» против альтернативной «значения могут быть разными». «Оценщики», основанные на внутреннем измерении, на такое не способны. Как показали расчеты по методу Monte Carlo, FMOLS проявляет себя даже лучше в малых выборках (Pedroni, 2001, p. 93, 96). Однако FMOLS в отличие от PMG можно использовать, если все переменные нестационарны, и он ничего не сообщает о краткосрочной динамике.

Эмпирическая модель

Вторая часть эмпирической платформы – модель панельных данных, параметры которой предстояло оценить, чтобы выяснить, существует ли долгосрочная, равновесная связь экономического роста с накопленным человеческим капиталом российских регионов. МНК-оценивание параметров уравнения (2) по пространственным данным принесло убедительные результаты: чем больше в стране накоплено человеческого капитала, тем больше ее подушевой доход. Наши данные имеют не только пространственную ($N = 82$), но и временную структуру ($T = 18$). В этом случае эконометрика временных рядов предлагает ограниченную ARDL-модель, известную как модель коррекции ошибок (ECM):

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{it}^* \Delta x_{i,t-j} + \gamma_i' d_t + e_{it}, \quad (3)$$

где Δ – разностной оператор; $i = 1, \dots, 82$ – число регионов; $t = 1, \dots, 18$ – длина временных рядов, лет; p, q – оптимальный порядок лагов, который может быть разным у разных переменных; x_{it} ($k \times 1$) и d_t ($s \times 1$) – векторы-строки объясняющих переменных: x_{it} меняются в пространстве и времени, d_t – только во времени; β_i – вектор-столбец матрицы коэффициентов долгосрочных связей; ϕ_i – скалярные коэффициенты коррекции ошибок (отклонений от) равновесия;

$$\phi_i = - \left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \right) \quad \text{и} \quad \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij};$$

λ_{ij} – скалярные коэффициенты при лаге зависимой переменной; δ_{it}' и γ_i' – $k \times 1$ и $s \times 1$ – векторы неизвестных параметров; e_{it} – случайные возмущения, независимо распределенные между регионами и годами с нулевыми средними, дисперсиями и σ^2 , и распределенные независимо от x_{it} и d_t .

После объединения временных рядов для каждого региона¹ ЕСМ принимает форму, позволяющую получить PMG-оценки и MG-оценки:

$$\Delta y_i = \phi_i y_{i,-1} + X_i \beta_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{i,-j} \delta_{ij}^* + D \gamma_i + \epsilon_i, \quad (4)$$

где $\Delta y_i = y_i - y_{i,-1}$ и $\Delta X_i = X_i - X_{i,-1}$; $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{i18})' - T \times 1$ – вектор зависимой переменной в регионе i ; $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{i18})' - T \times k$ – матрица регрессоров, которые меняются во времени и от региона к региону; $D = (d_{i1}, \dots, d_{i18})' - T \times s$ – матрица фиксированных регрессоров, таких как свободные члены и временные тренды, или переменных, которые меняются только во времени; $y_{i,-1}$ и $X_{i,-j}$ – лаги j -года y_i и X_i ; $\Delta y_{i,-j}$ и $\Delta X_{i,-j}$ – лаги j -года Δy_i и ΔX_i ; $\epsilon_i = (\epsilon_{i1}, \dots, \epsilon_{i18})$.

Допускается, что случайные возмущения независимо распределены между регионами и годами с нулевыми средними, дисперсиями и σ^2 , а также распределены независимо от регрессоров x_{it} и d_{it} . Допущение независимости случайных возмущений от регрессоров нужно для получения состоятельных оценок краткосрочных коэффициентов ϕ_i . В случае идентичности региональных угловых коэффициентов общие временные эффекты $\gamma_i' d_{it}$ полностью элиминируются вычитанием среднего из каждого наблюдения.

Также допускается, что ЕСМ обладает динамической стабильностью в том смысле, что все корни характеристического уравнения $1 = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j$, $i = 1, \dots, 82$ лежат вне единичной окружности. Это гарантирует, что $\phi_i < 0$ и равновесие будет восстановлено, и что между y_{it} и x_{it} существует долгосрочная связь:

$$y_{it} = -(\beta_i / \phi_i) x_{it} + \eta_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, 82, \quad (5)$$

где x_{it} – переменные с одинаковой или разной степенью интеграции, а отклонения от равновесия η_{it} – стационарный процесс.

Итак, оценивание и усреднение параметров уравнения (4) для каждого региона дают MG-оценки, которые служат лишь ориентиром для сравнения с другими оценками. Если переменные x_{it} в уравнении (5) нестационарны и коинтегрированы, то применяется FMOLS. А необходимое для получения PMG-оценок объединение срабатывает при допущении, что долгосрочные коэффициенты при X_i в уравнении (4), определенные как $\theta_i = -\beta_i / \phi_i$ идентичны, но ϕ_i , другие краткосрочные коэффициенты, свободные члены и диспер-

¹ Популярными эконометрическими пакетами предлагают пользователям разные формы организации панельных данных. Например, GRETЛ при импорте данных, имеющих панельный формат, предлагает выбрать «Объединенные временные ряды», «Объединенные перекрестные данные» или «Индексную переменную». Для получения PNG-оценок нужно выбрать «Объединенные временные ряды». Этот выбор говорит GRETЛ, что набор данных состоит из N последовательных блоков T значений каждой переменной. Отсутствие t в нижнем индексе указывает на объединенные временные ряды (*stacked time series*).

сии случайных возмущений остаются регионально специфическими, чтобы учесть региональную специфику восстановления равновесия.

При допущениях динамической стабильности уравнения (3) и идентичности θ_i уравнение (4) можно записать компактно:

$$\Delta y_i = \phi_i EC_i(\theta) + \text{lagged_diff}, i = 1, 2, \dots, 82, \quad (6)$$

где $\theta = \theta_i$ и lagged_diff – лаги j -года Δy_i и ΔX_i в уравнении (4), не представляющие аналитического интереса с точки зрения цели исследования и далее непубликуемые¹, и

$$EC_i(\theta) = y_{i-1} - X_i \theta, i = 1, 2, \dots, 82, \quad (7)$$

где $EC_i(\theta)$ – параметр коррекции ошибок; X_i – компоненты производственной функции и дополнительные переменные.

Выражение «ограниченная ARDL-модель» означает, что долгосрочная динамика эндогенных переменных ограничена возвратом к равновесию, но допускается их краткосрочная коррекция с целью восстановления равновесия. В уравнении (2) этот процесс не прописан; в нем подушевой доход «уже» находится в равновесном состоянии. В уравнении (6) параметр коррекции ошибок EC_i показывает масштаб отклонения от равновесия, а корректирующий коэффициент ϕ_i – скорость сокращения (или нарастания) этого дисбаланса. Параметр $X_i \theta$ задает тот равновесный уровень, которого должен достигнуть подушевой ВРП в динамическом процессе ликвидации дисбаланса. В поисках коинтеграции нас интересовал не перворазностный (Δy_i), а уровневый (y_i) подушевой ВРП.

Пользователь эконометрического пакета одним «кликом» получает ϕ_i и θ^2 . Программный код описывает следующую последовательность: сначала разом по всем регионам методом максимального правдоподобия оцениваются θ , затем от региона к региону тем же методом оцениваются $\phi_i = -\beta_i / \theta$.

Анализируемые данные

Третья часть эмпирической платформы – панель, сформированная из данных официальной статистики по 82 субъектам Российской Федерации за 2002–2019 гг.³ Поделив стоимостные временные ряды на региональный

¹ Эти лаги влияют на зависимую переменную в процессе ее движения к равновесию; положительные ускоряют, отрицательные тормозят процесс.

² В данной работе использован пакет PMG для GRET, созданный Дж. Луччетти и С. Шрайбером (Lucchetti, Schreiber, 2020).

³ Республика Крым, г. Севастополь и Ненецкий автономный округ в панель не попали из-за неполных данных. Данные приведены к административно-территориальному устройству России по состоянию на 2020 г. Источники: Регионы России. Социально-экономические показатели. 2020 / ФТС. 2020. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: апрель 2020).

индекс потребительских цен с целью очистить их от инфляции и обеспечить сопоставимость значений, мы использовали следующие переменные для операционализации концепций «выпуск», «физический капитал», «человеческий капитал» в регионе i в году t , которые затем были прологарифмированы, чтобы устранить разнорядность единиц измерения и выразить эмпирическую модель в терминах роста¹:

1. Подушевой ВРП – ВРП на 1 тыс. трудоспособного населения, млн руб.
2. Физический капитал – основные фонды по остаточной стоимости на конец года на 1 тыс. занятых за вычетом амортизации, млн руб. Норма амортизации выросла с 4,7% в 2005 г. до 6,7% в 2014 г. и снизилась до 6,1% в 2019 г.
3. Человеческий капитал – доля лиц с высшим образованием (ВО) в занятом населении, %.

В расчеты включены две переменные с целью выяснить, как отвлечение ресурсов от непосредственного производства влияет на экономический рост. Это:

4. Доля студентов – доля студентов вузов в трудоспособном населении, %.
5. Расходы на образование – доля расходов на образование в бюджетных расходах РОУ, %.

Ожидаемое влияние переменных 2 и 3 на подушевой ВРП положительное, переменных 4 и 5 – отрицательное. Чем образованнее работник, тем, видимо, больше его человеческий капитал. Но пока он становится образованнее, он не работник, а студент. Студентам только предстоит стать обладателями человеческого капитала. Совсем необязательно, что они станут таковыми или их знания найдут практическое применение, поэтому значительная часть инвестиций в образование принимает форму упущенного трудового дохода студентов. Кроме того, расходы на образование несут правительства всех уровней, а также семьи, что осложняет их измерение. Наконец, не все расходы на образование нацелены на получение производительного капитала. Например, философия, литература и многие другие дисциплины могут быть формами потребления. Поэтому термин «человеческий капитал» означает только долю работников с ВО.

Еще одна причина присмотреться к PMG / ARDL – четыре ожидаемых свойства нашей панели: эндогенность, разная степень интеграции, коллинеарность регрессоров и автокорреляция случайных возмущений. PMG / ARDL неплохо парирует эти угрозы. С лагами и первыми разностями переменных ARDL-модели PMG выдает состоятельные оценки в присутствии эндогенности, исключает взаимную коинтеграцию нестационарных регрессоров и

¹ В логарифмической регрессии коэффициент при регрессоре X показывает, на сколько процентов меняется зависимая переменная Y при изменении X на 1%, и ассоциируется с эластичностью Y по X .

устраняет коллинеарность. Таким образом, PMG-ARDL освобождает от такой неприятной рутины, как выполнение чреватых чехардой результатов тестов на эндогенность, нестационарность, коинтеграцию и коллинеарность.

Мы все же выполнили два теста. Тест Има – Песарана – Шина (IPS) должен был подтвердить целесообразность использования ЕСМ с точки зрения интеграционных свойств регрессоров. Окажись все они стационарными в уровнях, то есть интегрированными (I) в степени 0, кратко ($I(0)$), о коинтеграции можно было бы забыть и адекватным было бы применение традиционной ARDL-модели – той, что лишена параметра коррекции ошибок за ненадобностью. Если переменные, пусть не все, нестационарны в уровнях, то есть $I(1)$, тогда использование ЕСМ оправдано. А для получения FMOLS-оценок пригодны только переменные $I(1)$.

IPS-тест проверяет нулевую гипотезу «все региональные панели нестационарны» против альтернативной гипотезы «некоторые региональные панели стационарны». Нулевая гипотеза не опровергается, если тестовая статистика незначима в уровнях и значима после взятия первой разности. IPS-тест обнаружил, что четыре переменные, включая все компоненты производственной функции, – $I(1)$ и одна – $I(0)$ (табл. 2). Оценивание долгосрочных отношений между переменными с разной степенью интеграции как раз «конек» PMG / ARDL, и для FMOLS тоже нашлась «работа».

Таблица 2

W-статистика IPS-теста с константой

Table 2

W-statistic of IPS-test with a constant

Логарифм переменной	Уровень	Первые разности	Решение
Подушевой ВРП*	2,047 (0,980)	–19,613 (0,000)	$I(1)$
Физический капитал	17,260 (1,000)	–15,412 (0,000)	$I(1)$
Человеческий капитал	1,332 (0,909)	–32,877 (0,000)	$I(1)$
Расходы на образование	1,031 (0,849)	–11,857 (0,000)	$I(1)$
Доля студентов	–7,663 (0,000)	–	$I(0)$

Примечания. $N, T = (82, 17)$. Экзогенная переменная: индивидуальные эффекты. * – тест с константой и линейным трендом. Число лагов тестового уравнения – автоматически по информационному критерию Акаике (AIC), максимум 3.

Источник: расчеты автора.

Тест Педрони проверяет нулевую гипотезу «коинтеграция отсутствует» против альтернативной «все региональные панели коинтегрированы». Тест объединяет три теста, первоначально разработанных для индивидуальных временных рядов и затем приспособленных к панельным данным. Все три опровергли нулевую гипотезу в пользу альтернативной (табл. 3). Все регрессоры $I(1)$ – партнеры подушевого ВРП по коинтеграции.

Таблица 3

Результаты теста Педрони на коинтеграцию

Table 3

Pedroni cointegration test results

Тест	<i>t</i> -статистика, в скобках <i>p</i> -значение
Модифицированный Филлипса – Перрона	2,104 (0,018)
Филлипса – Перрона	–3,431 (0,000)
Расширенный Дики – Фуллера	–4,086 (0,000)

Примечания. $N, T = (82, 17)$. Детерминированная компонента тестового уравнения – свободный член. Число лагов тестового уравнения – автоматически по AIC, максимум 2.

Источник: расчеты автора.

Оценки параметров эмпирической модели

Получены FMOLS-оценки параметров модели (5) и PMG-оценки параметров двух спецификаций модели (6). PMG-1 (и FMOLS) содержат коинтегрированные компоненты производственной функции, а PMG-2 содержит также нестационарные расходы на образование и стационарную долю студентов с целью выяснить, как отвлечение ресурсов на содержание студенческого контингента и региональной образовательной системы влияет на рост душевого ВРП. Поскольку PMG-оценки извлекаются методом максимального правдоподобия, сравнить PMG-1 и PMG-2 по точности подгонки к данным можно по логарифму функции правдоподобия (ℓ). PMG-1 в этом плане чуть лучше PMG-2 (табл. 4). В каждом случае тест Вальда (Wald) опроверг нулевую гипотезу «все коэффициенты равны нулю». Все коэффициенты имеют ожидаемый знак и надежны на 1%-ном уровне значимости.

Если тест Педрони указывает на наличие или отсутствии коинтеграции, то FMOLS Педрони выдает оценки параметров коинтегрирующей регрессии. С накоплением физического капитала душевой ВРП рос на 0,87%, а положительная эластичность роста душевого ВРП по накоплению человеческого капитала равна почти 1%. Судя по скорректированному на число степеней свободы коэффициенту детерминации R^2 , регрессия «объясняет» более 90% изменения душевого ВРП в уровнях.

В PMG-1 с накоплением физического капитала на 1% душевой ВРП повышался на 0,61%, а положительная эластичность роста душевого ВРП по накоплению человеческого капитала тоже близка к 1%. Расширение PMG-1 за счет расходов на образование и доли студентов практически не изменило вклад накопления физического и человеческого капитала в рост душевого ВРП. Поскольку у PMG-1 и FMOLS одни и те же переменные, коэффициент детерминации FMOLS дает представление об «объясняющей способности» PMG-1.

Таблица 4

FMOLS-оценки параметров модели (5)
и PMG-оценки параметров модели (6)

Table 4

FMOLS-estimates of the parameters of model (5)
and PMG-estimates of model (6)

Логарифм переменной	PMG-1	PMG-2	FMOLS
Долгосрочные коэффициенты			
Физический капитал	0,612 (0,020)	0,845 (0,019)	0,871 (0,022)
Человеческий капитал	0,991 (0,060)	1,171 (0,067)	0,990 (0,084)
Расходы на образование	–	–0,207 (0,040)	–
Доля студентов	–	–0,068 (0,025)	–
Качество спецификаций			
R^2	–	–	0,943
ℓ	2340,897	2247,737	–
Краткосрочные коэффициенты			
Параметр коррекции ошибок	–0,396 (0,042)	–0,225 (0,035)	–
Тесты			
Wald χ^2	22318,250 [0,000]	13234,380 [0,000]	7232,750 [0,000]

Пояснения. Фиксированные регрессоры – свободный член. Метод выбора модели – по AIC. В круглых скобках – стандартные ошибки, в квадратных – p -значения.

PMG-1: $N, T = (82, 14)$. Максимальный лаг зависимой переменной – 1 автоматически. Порядок лагов регрессоров – автоматически по AIC, максимум 4. Модель – ARDL(1,4,4).

PMG-2: $N, T = (82, 16)$. Максимальный лаг зависимой переменной – 1 автоматически. Порядок лагов регрессоров – автоматически по AIC, максимум 2. Модель – ARDL(1,2,2,2,2).

FMOLS: $N, T = (82, 17)$. Панель – объединенная. Детерминированные компоненты коинтегрирующего уравнения – свободный член. R^2 скорректирован на число степеней свободы.

Источник: расчеты автора.

Расширение PMG-1 за счет расходов на образование и доли студентов привело к росту коэффициентов при накоплении физического и человеческого капитала. В PMG-2 отрицательная эластичность роста подушевого ВРП по росту расходов на образование равнялась 0,21%, а по росту доли студентов – 0,07%. Рост студенческого контингента и инвестиций в образование за счет «реального сектора» в настоящем – необходимое отвлечение ресурсов общества для пополнения человеческого капитала в недалеком будущем. Важно, чтобы за вычетом отвлеченных ресурсов вклад накопления человеческого капитала оставался положительным. В нашем случае положительная эластичность роста подушевого ВРП по этому фактору больше его отрицательной эластичности по росту доли студентов и расходов на образование примерно в 4 раза.

Обратимся теперь к параметру коррекции ошибок EC_t в уравнении (6). Это разность между прошлогодним значением подушевого ВРП и новой точкой равновесия, в которую должны прибыть эндогенные подушевой ВРП и физический капитал со скоростью, заданной корректирующим коэф-

фициентом ϕ^1 . При $\phi = -1$ равновесие восстановится через год; чем ближе отрицательная ϕ к нулю, тем медленнее восстановление. Положительная ϕ означает, что «система» сходится с равновесной траектории.

Национальная ϕ – среднее региональных ϕ . Регионы дружно поддерживали национальный результат. $\phi > 0$ и незначима только у Калмыкии. У 81 региона $\phi < 0$ и значима, меняясь от $-0,030$ у Магаданской области до $-0,588$ у Чукотского автономного округа. Экономике 81 региона стремились к равновесию совершенно разными скоростями. Поскольку значительно отрицательная ϕ удостоверяет долгосрочную связь подушевого ВРП с объясняющими переменными, можно заключить, что PMG-1 состоит из 81 коинтегрированной региональной панели.

Проиллюстрируем исправление ошибки равновесия на простом примере. Существуют как минимум три возможных комбинации динамических эффектов в данных с временной структурой:

1. Немедленный эффект: X немедленно, в том же периоде, влияет на Y , но этот эффект не сохраняется в будущем. Долгосрочные коэффициенты должны равняться нулю, а коэффициенты при *lagged_diff* – отличаться от нуля.

2. Немедленный эффект с равновесной компонентой: X в том же периоде влияет на Y , этот эффект сохраняется в будущем и монотонно затухает. Долгосрочные коэффициенты и коэффициенты при *lagged_diff* должны отличаться от нуля, а $\phi < 0$.

3. Равновесный эффект без немедленного эффекта: X влияет на Y только в будущих периодах. Коэффициенты при *lagged_diff* должны равняться нулю, а $\phi < 0$.

Рассмотрим равновесный эффект без немедленного эффекта на примере PMG-1, где значимая $\phi = -0,396 \approx -0,4$. Значимо отрицательная ϕ гарантирует восстановление равновесия и даже показывает срок восстановления. Ниже приведены расчеты реакции подушевого ВРП на воображаемый 1%-ный суммарный прирост регрессоров в году 1 при допущении, что подушевой ВРП – единственная эндогенная переменная (табл. 5). Из-за этого прироста возник 1%-ный дисбаланс (входящий остаток), подлежащий устранению со скоростью 0,4% в год.

В году 2 дисбаланс (исходящий остаток) сократится на 0,4% ($1,00 \times (-0,4)$) и составит 0,60%. В году 3 реакция составит $-0,24\%$ ($0,66 \times (-0,4)$), дисбаланс составит 0,36%. В году 4 реакция составит $-0,14\%$ ($0,36 \times (-0,4)$), дисба-

¹ В расширенной модели Солоу экзогенными являются норма сбережения, норма амортизации, темп роста занятых, человеческий капитал и технология, а эндогенными – выпуск и физический капитал. (Слабо) экзогенная переменная не реагирует на любые отклонения от равновесия; она «стоит и ждет», когда эндогенные переменные приблизятся к ней на нужное расстояние. Она перекладывает на них всю ответственность за восстановление равновесия. Она движущая сила всей «системы».

ланс составит 0,22%. Реакция и дисбаланс будут плавно уменьшаться, пока в году 12 не достигнут нуля (при округлении до сотых). 12 лет потребуются экономическим агентам для восстановления равновесия через годовые коррекции подушевого ВРП, если бы они занимались только третьим эффектом.

Иллюстрация коррекции ошибки равновесия, %

Таблица 5

Table 5

Illustration of error correction, %

Год	Входящий остаток	Реакция зависимой переменной	Исходящий остаток
1	1,00	0,00	1,00
2	1,00	-0,40	0,60
3	0,60	-0,24	0,36
4	0,36	-0,14	0,22
5	0,22	-0,09	0,13
6	0,13	-0,05	0,08
7	0,08	-0,03	0,05
8	0,05	-0,02	0,03
9	0,03	-0,01	0,02
10	0,02	-0,01	0,01
11	0,01	0,00	0,01
12	0,01	0,00	0,00

Источник: расчеты автора.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Цель данной работы соответствует конечной цели макроэкономики, которая состоит в том, чтобы измерить вклад человеческого капитала в рост национальных и региональных экономик. Измерен вклад накопления человеческого капитала в объединенный экономический рост 82 российских регионов за 2002–2019 гг. Применение метода объединенных групповых средних в паре с авторегрессионной моделью распределенных лагов и полностью модифицированного метода наименьших квадратов позволило получить следующие результаты:

- подушевой ВРП коинтегрирован с физическим и человеческим капиталом на региональном уровне, и коинтегрирующее уравнение «объясняло» более 90% вариации подушевого ВРП¹;
- накопление человеческого капитала оказывало существенное положительное влияние на рост подушевого ВРП в долгосрочном плане, и это влияние превосходило влияние накопления физического капитала;

¹ Автор не берется утверждать, что если коинтеграционный анализ отсутствует в 14 рассмотренных здесь статьях (см. табл. 1), то он вообще отсутствует в российских работах по данной теме.

- положительный вклад накопления человеческого капитала в рост душевого ВРП превышал отрицательную эластичность этого роста по ресурсам, отвлеченным от непосредственного производства на содержание студенческого контингента и региональной образовательной системы;
- экономика регионов стремилась к равновесию совершенного разными темпами, что свидетельствует о невероятном разнообразии путей и способов приспособления регионов к дисбалансам.

Благодарность. Автор признателен анонимному рецензенту за конструктивные замечания к рукописи.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Алетдинова А.А., Корицкий А.В. Сравнительный анализ отдачи человеческого капитала в европейских и азиатских регионах России // Регион: экономика и социология. 2019. № 3. С. 143–163. <https://doi.org/10.15372/REG20190306>
- Божечкова А.В. Эконометрическое моделирование влияния человеческого капитала на экономический рост в регионах России // Аудит и финансовый анализ. 2013. № 1. С. 90–99.
- Земцов С.П., Смелов Ю.А. Факторы регионального развития в России: география, человеческий капитал или политика регионов // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 4. С. 84–108.
- Канторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2002. Т. 6. № 2. С. 251–273.
- Канторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. Т. 7. № 1. С. 79–103.
- Комарова А.В., Крицына Е.А. О вкладе человеческого капитала в рост ВРП регионов России // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2012. Т. 12. Вып. 3. С. 5–14.
- Комарова А.В., Павишук О.В. Оценка вклада человеческого капитала в экономический рост регионов России (на основе модели Мэнкью – Ромера – Уэйла) // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2007. Т. 7. Вып. 3. С. 191–201.
- Корицкий А.В. Велика ли отдача человеческого капитала в России? // ЭКО. 2018. № 2. С. 35–47.
- Корицкий А.В., Карелин И.Н., Семенихина В.А. Велики ли финансовые выводы государства от затрат на образование в России? // Вестник НГУЭУ. 2017. № 1. С. 64–82.
- Котырло Е.С. Человеческий капитал и экономический рост: анализ взаимосвязи для регионов российского Севера // Экономическая наука современной России. 2008. № 3. С. 52–65.
- Мельников Р.М., Тесленко В.А. Оценка влияния человеческого капитала на экономическую динамику российских регионов // Регион: экономика и социология. 2018. № 1. С. 93–115. <https://doi.org/10.15372/REG20180105>
- Мичасова О.В. Эмпирический анализ экономического роста и человеческого капитала в регионах России // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2014. № 34. С. 22–31.
- Унтура Г.А. Оценка влияния человеческого капитала на экономический рост российских регионов в условиях финансовых ограничений // Пространственная экономика. 2019. Т. 15. № 1. С. 107–131. <https://doi.org/10.14530/se.2019.1.107-131>

- Унтура Г.А., Канева М.А. Эмпирический анализ влияния НИОКР и перетока знаний на рост регионов России // Труды Гранберговской конференции. Новосибирск: ИЭОПП СО РАН, 2017. С. 422–431.
- Штерцер Т.А. Роль человеческого капитала в экономическом развитии регионов РФ // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2006. Т. 6. Вып. 2. С. 37–51.
- Юшков А.О. Бюджетная децентрализация и региональный экономический рост: теория, эмпирика, российский опыт // Вопросы экономики. 2016. № 2. С. 94–110. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2016-2-94-110>
- Engle R., Granger C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. Issue 2. Pp. 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Kiviet J., Pleus M., Poldermans R. Accuracy and Efficiency of Various GMM Inference Techniques in Dynamic Micro Panel Data Models // *Econometrics*. 2017. Vol. 5. Issue 1. Pp. 1–54. <https://doi.org/10.3390/econometrics5010014>
- Mankiv N.G., Romer D., Weil D.N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth // *The Quarterly Journal of Economics*. 1992. Vol. 107. Issue 2. Pp. 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Mileva E. Using Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata. Tutorial with Examples using Stata 9.0 / Economics Department, Fordham University. 2007.
- Nelson C.R., Plosser C.I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications // *Journal of Monetary Economics*. 1982. Vol. 10. Issue 2. Pp. 139–162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Pedroni P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels // *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 2001. Pp. 93–130.
- Pesaran M.H. *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, 2015. 592 p.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. Pooled Estimation of Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels / Department of Applied Economics University of Cambridge. 1997. 32 p. URL: <https://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/mhp1/jasaold.pdf> (дата обращения: март 2021).
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels // *Journal of the American Statistical Association*. 1999. Vol. 94. No. 446. Pp. 621–634.
- Pesaran M.H., Smith R. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels // *Journal of Econometrics*. 1995. Vol. 68. Issue 1. Pp. 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Rao B.B. Time Series Econometrics of Growth Models: A Guide for Applied Economists / MPRA. Paper No. 3372. 2006. 35 p. URL: https://mpa.ub.uni-muenchen.de/3372/1/MPRA_paper_3372.pdf (дата обращения: апрель 2021).
- Romer D. *Advanced Macroeconomics*. Dubuque: McGraw-Hill Education, 2019. 800 p.
- Smith R.P. Estimation and Inference with Non-Stationary Panel Time-Series Data. 2001. 24 p. URL: <http://carecon.org.uk/UWEMasters/Applied%20Econometrics/panel1.pdf> (дата обращения: апрель 2021).
- Solow R. Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*. 1957. Vol. 39. No. 3. Pp. 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>

REFERENCES

- Aletdinova A.A., Koritsky A.V. Comparative Analysis of the Return on Human Capital in the European and Asian Regions of Russia. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya = Regional Research of Russia*, 2019, no. 3, pp. 143–163. <https://doi.org/10.15372/REG20190306> (In Russian).
- Bozhechkova A.V. Econometric Modeling of the Impact of Human Capital on Economic Growth in Russian Regions. *Audit i Finansovyy Analiz = Audit and Financial Analysis*, 2013, no. 1, pp. 90–99. (In Russian).
- Engle R., Granger C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, issue 2, pp. 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Kantorovich G.G. Time Series Analysis. *Ekonomicheskii Zhurnal VSHE = HSE Economic Journal*, 2002, vol. 6, no. 2, pp. 251–273. (In Russian).
- Kantorovich G.G. Time Series Analysis. *Ekonomicheskii Zhurnal VSHE = HSE Economic Journal*, 2003, vol. 7, no. 1, pp. 79–103. (In Russian).
- Kiviet J., Pleus M., Poldermans R. Accuracy and Efficiency of Various GMM Inference Techniques in Dynamic Micro Panel Data Models. *Econometrics*, 2017, vol. 5, issue 1, pp. 1–54. <https://doi.org/10.3390/econometrics5010014>
- Komarova A.V., Kritsyna E.A. On the Proportion Human Capital in GRP of Russian Regions. *Vestnik NGU. Seriya: Sotsialno-Ekonomicheskie Nauki = Vestnik NSU. Series: Social and Economic Sciences*, 2012, vol. 12, no. 3, pp. 5–14. (In Russian).
- Komarova A.V., Pavshok O.V. The Estimation of the Human Capital's Impact into the Economic Growth of the Regions of Russian Federation (Using Mankiw – Romer – Wail's Model). *Vestnik NGU. Seriya: Sotsialno-Ekonomicheskie Nauki = Vestnik NSU. Series: Social and Economic Sciences*, 2007, vol. 7, no. 3, pp. 191–201. (In Russian).
- Koritsky A.V. Are the Returns to Human Capital Assets in Russia Really Great? *EKO = ECO Journal*, 2018, no. 2, pp. 35–47. (In Russian).
- Koritsky A.V., Karelin I.N., Semenikhina V.A. Estimating State Financial Benefits of Education in Russia. *Vestnik NGUEU = Vestnik NSUEM*, 2017, no. 1, pp. 64–82. (In Russian).
- Kotyrlo E.S. The Human Capital and Economic Growth: The Analysis of Interrelation for Regions of the Russian North. *Ekonomicheskaya Nauka Sovremennoy Rossii = Economics of Contemporary Russia*, 2008, no. 3, pp. 52–65. (In Russian).
- Mankiv N.G., Romer D., Weil D.N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, vol. 107, issue 2, pp. 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Melnikov R.M., Teslenko V.A. Evaluating the Impact of Human Capital on Economic Dynamics in Russian Regions. *Region: Ekonomika i Sotsiologiya = Regional Research of Russia*, 2018, no. 1, pp. 93–115. <https://doi.org/10.15372/REG20180105> (In Russian).
- Michasova O.V. Empirical Analysis of Economic Growth and Human Capital in Russian Regions. *Finansovaya Analitika: Problemy i Resheniya = Financial Analytics: Science and Experience*, 2014, no. 34, pp. 22–31. (In Russian).
- Mileva E. *Using Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata*. Tutorial with Examples using Stata 9.0. Economics Department, Fordham University. 2007.
- Nelson C.R., Plosser C.I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 1982, vol. 10, issue 2, pp. 139–162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Pedroni P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 2001, pp. 93–130.

- Pesaran M.H. *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, 2015, 592 p.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. *Pooled Estimation of Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels*. Department of Applied Economics University of Cambridge, 1997, 32 p. Available at: <https://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/mhpl/jasaold.pdf> (accessed March 2021).
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 1999, vol. 94, no. 446, pp. 621–634.
- Pesaran M.H., Smith R. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 1995, vol. 68, issue 1, pp. 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Rao B.B. Time Series Econometrics of Growth Models: A Guide for Applied Economists. *MPRA. Paper No. 3372*, 2006, 35 p. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/3372/1/MPRA_paper_3372.pdf (accessed April 2021).
- Romer D. *Advanced Macroeconomics*. Dubuque: McGraw-Hill Education, 2019, 800 p.
- Shterster T.A. The Role of Human Capital in the Economic Development of Russian Regions. *Vestnik NGU. Seriya: Sotsialno-Ekonomicheskie Nauki = Vestnik NSU. Series: Social and Economic Sciences*, 2006, vol. 6, no. 2, pp. 37–51. (In Russian).
- Smith R.P. *Estimation and Inference with Non-Stationary Panel Time-Series Data*, 2001, 24 p. Available at: <http://carecon.org.uk/UWEMasters/Applied%20Econometrics/panel1.pdf> (accessed April 2021).
- Solow R. Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 1957, vol. 39, no. 3, pp. 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Untura G.A. Estimation of Human Capital Influence on Economic Growth in Russian Regions under Conditions of Financial Shortage. *Prostranstvennaya Ekonomika = Spatial Economics*, 2019, vol. 15, no. 1, pp. 107–131. <https://doi.org/10.14530/se.2019.1.107-131> (In Russian).
- Untura G.A., Kanaeva M.A. Empirical Analysis of the Impact R & D and Knowledge-Spillover on Regional Growth in Russia. *Proceedings of Granberg Conference*. Novosibirsk: Institute of Economics and Industrial Engineering SB RAS, 2017, pp. 422–431. (In Russian).
- Yushkov A.O. Fiscal Decentralization and Regional Economic Growth: Theory, Empirical Studies, and Russian Experience. *Voprosy Ekonomiki [Economic Issues]*, 2016, no. 2, pp. 94–110. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2016-2-94-110> (In Russian).
- Zemtsov S.P., Smelov Y.A. Factors of Regional Development in Russia: Geography, Human Capital and Regional Policies. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii = Journal of the New Economic Association*, 2018, no. 4, pp. 84–108. (In Russian).

Поступила в редакцию / Submitted: 27.04.2021

Принята к публикации / Revised: 31.05.2021

Опубликована online / Published online: 30.06.2021