

Экономическая история

Факторы роста экономики позднего СССР в пространственной перспективе

Дмитрий Валерьевич Диденко

ORCID: 0000-0001-5295-2538

Доктор экономических наук, кандидат исторических наук, ведущий научный сотрудник, профессор Института общественных наук, РАНХиГС (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: didenko-dv@ranepa.ru

Наталья Владимировна Гринева

ORCID: 0000-0001-7647-5967

Кандидат экономических наук, доцент департамента анализа данных и машинного обучения, Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации (РФ, 125993, Москва, Ленинградский пр., 49); доцент Института экономики, математики и информационных технологий, РАНХиГС (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: NGrineva@fa.ru

Аннотация

В статье представлены оценки факторов экономического роста позднего СССР с учетом неоднородности его территорий. С использованием панельных данных по республикам бывшего СССР тестируются модели эндогенного роста в виде модифицированной производственной функции с фиксированными эффектами. В качестве независимых переменных выбраны объемы физического и человеческого капитала по восстановительной стоимости, прокси-индикаторы институциональной и технологической динамики, а также объем финансирования сектора НИР в качестве источника эндогенного «ромерианского» роста. Качество институциональной среды аппроксимируется уровнем убийств как показателем наиболее полно регистрируемой насильственной преступности, а также дифференциалом оплаты работников интеллектуального труда и рабочих в промышленности как индикатором сочетания политики стимулирования производства и распределения доходов. Технологический уровень экономики аппроксимируется показателем младенческой смертности. Производственные функции строились как непосредственно по уровням временных рядов, так и в темпах их изменений. Выявлены статистически значимые фиксированные эффекты, указывающие на наличие взаимосвязей экономического развития республик бывшего СССР как регионов единой системы. Показаны отдельные признаки перехода советской экономики к эндогенной модели роста на основе научно-технологического прогресса, не получившие развития. К этим признакам относятся увеличение вложений в интеллектуальный капитал в сфере НИР и накопление человеческого капитала в сфере образования. Гипотеза о значимой роли ухудшения институциональной среды в замедлении экономического роста СССР получает лишь частичную поддержку. Более значительную поддержку получила гипотеза о важной роли стагнации технологического уровня. В теоретическом контексте экономики развития обсуждается роль накопления человеческого капитала и вложений в науку для экономики на стадии среднего индустриального развития.

Ключевые слова: новые теории роста, производственная функция, фиксированные эффекты, исследования и разработки, человеческий капитал, институциональная среда.

JEL: E22, N14, N15, N34, N35, O41, O43, O52, O53.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-010-00680 «Исследование институциональных механизмов взаимодействия науки и управления экономикой в СССР (середина 1950-х — конец 1980-х гг.) в контексте развития системы стратегического планирования в государственном секторе экономики РФ».

Авторы благодарят рецензента за полезные комментарии и предложения, которые помогли улучшить статью.

Статья поступила в редакцию в июле 2021 года

Economic History

Factors of Economic Growth in the Late USSR from a Spatial Perspective

Dmitry V. Didenko

ORCID: 0000-0001-5295-2538

Dr. Sci. (Econ.), Cand. Sci. (Hist.),
Leading Researcher, Professor, Institute
for Social Sciences, Russian Presidential
Academy of National Economy
and Public Administration^a,
didenko-dv@ranepa.ru

Natalia V. Grineva

ORCID: 0000-0001-7647-5967

Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor,
Department of Data Analysis and Machine
Learning, Financial University under
the Government of the Russian Federation^b;
Institute of Economics, Mathematics and
Information Technologies, Russian Presidential
Academy of National Economy and Public
Administration^a, NGrineva@fa.ru

^a 82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation

^b 49, Leningradskiy pr., Moscow, 125993, Russian Federation

Abstract

In this paper, the authors propose their estimates of the factors of economic growth in the late USSR, accounting for heterogeneity of its territories. Utilizing panel data for the republics of the former USSR, the authors test the models of endogenous growth expressed by a modified production function with fixed effects. As independent variables the authors select stocks of physical and human capital at their replacement cost; proxy indicators of institutional and technological change; and R&D expenditures as a source of endogenous “Romerian” growth. The institutional quality is proxied by murder rate, an indicator of the most accurately registered type of violent criminal offense, as well as by “white- vs blue-collar wage differential” in industry, an indicator of trade-offs in the policies for production incentives and income distribution. The technological level of the economy is proxied by infant mortality. The authors model and estimate production functions based on both levels of the series and their rates of change. Statistically significant fixed effects are found, which indicate the existence of interrelationships in economic development of the former USSR republics as regions of the unified system. The authors reveal mixed evidence of Soviet economy transition to an endogenous growth model based on R&D and technological progress, which remained undeveloped. They document the increase of investments in intellectual capital in R&D and human capital formation in education. The hypothesis of the significant contribution to the slowdown of economic growth in the USSR on the part of deterioration of the institutional environment receives only partial support. The hypothesis of importance of technological level stagnation has received more support. In theoretical discourse of development economics, the authors discuss issues of human capital accumulation and investments in R&D for an economy at the middle stage of industrial development.

Keywords: new growth theories, production function, fixed effects, R&D, human capital, institutional environment.

JEL: E22, N14, N15, N34, N35, O41, O43, O52, O53.

Acknowledgements

This research was funded by the Russian Foundation for Basic Research under the project number 19-010-00680, “A research into the institutional mechanism of interaction between academic research and economic management in the USSR (mid-1950s – late 1980s) in light of strategic planning development in the public sector of Russia’s economy.”

The authors thank the referee for useful comments and suggestions which helped to improve the paper.

Введение

Исследование фокусируется на пространственном аспекте экономического роста на территории бывшего СССР в течение двадцати лет, предшествовавших его распаду. Этот период характерен замедлением роста советской экономики. Как следует из данных проекта международных сопоставлений Мэддисона¹, в середине 1970-х годов разрыв между США и СССР по объему ВВП на душу населения перестал сокращаться и стал расти, а с 1990-го ВВП СССР стал снижаться и в абсолютном выражении.

Сторонники теорий экономики развития (development economics) отмечают, что замедление темпов роста было свойственно многим странам по мере завершения процессов догоняющей индустриализации. В рамках неоклассического подхода это связывается с понижением отдачи факторов производства. Такое явление в СССР, проанализированное в работах [Easterly, Fischer, 1995; Ofer, 1987], наблюдалось при более низком, сравнительно с другими странами, уровне ВВП на душу населения.

В рамках институционального подхода замедление темпов роста в СССР объясняется, с одной стороны, исходно заложенными недостатками «экстрактивных» институтов государственного принуждения [Аджемоглу, Робинсон, 2015. С. 107–110, 143–152, 171–173]. С другой — замедление в позднесоветский период вызвано ухудшением качества институтов, демонстрировавших сравнительную эффективность на ранних стадиях индустриального развития [Роров, 2014. Р. 36–40, 48–52, 104–115, 145–154].

Отдельный поток литературы представлен авторами, отмечающими, что замедлению способствовала всё большая ориентация политической элиты СССР на извлечение ренты за счет экспорта первичных энергоносителей (например, [Гэдди, Икес, 2015. С. 536–537, 544–550, 563–568, 572–575]).

Эти объяснения выступают взаимодополняющими. Однако если неоклассические версии широко тестировались эконометрическими методами, то институциональные базируются преимущественно на нарративе и экспертных оценках с привлечением простейших количественных свидетельств и их описательной статистики.

С начала 1990-х годов в научной литературе усилился интерес к региональным исследованиям в сфере экономического роста, стимулируемый накоплением соответствующих количественных данных и разработкой методов их анализа. Во многих таких исследованиях отмечается сильная связь объема выпуска и чело-

¹ <https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2018>.

веческого капитала. Изучение процессов экономического роста, региональной конвергенции и дивергенции с включением человеческого капитала в производственные функции проводилось на материале социалистической Югославии 1950–1980-х годов [Kukić, 2020], регионов ЕС в 2000-е — начале 2010-х (например, [Männasoo et al., 2018]), Китая (например, [Xu, Li, 2020]).

Внимание к пространственным эффектам экономического роста с позиций экономической географии характерно для исследований, выполненных на основе статистических данных постсоветской России (например, [Демидова, Иванов, 2016; Демидова, Камалова, 2021; Земцов, Смелов, 2018]). В такого рода авторегрессионные и автокорреляционные модели включают пространственные лаги зависимых и/или независимых переменных, модели тестируют с помощью коэффициентов пространственной (авто)корреляции, при этом вводимый в модель параметр пространственной зависимости (выражающий эффект перелива) изменяется во времени (например, [Blasques et al., 2016; Catania, Billé, 2017]).

Значительно реже анализ во внутристрановой перспективе проводился в отношении регионов бывшего СССР. Такой подход к исследованию советского экономического роста был лишь обозначен в [Easterly, Fischer, 1995].

Основной целью настоящего исследования является оценка факторов экономического роста союзных республик как регионов единой страны на территории позднего СССР.

В исследовании ставились следующие задачи.

1. Построить модель экономического развития позднего СССР с научно-техническим прогрессом (НТП) как источником эндогенного роста с учетом неоднородности составлявших его республик.
2. Проверить качество построенной модели на частично реконструируемой панели исторических данных.
3. Оценить, насколько значимую роль в экономическом росте республик играли:
 - накопление капитала — физического и человеческого;
 - финансирование сектора научных исследований и разработок, интерпретируемое как накопление интеллектуального капитала (включающего человеческий);
 - динамика институциональной среды (которая может быть описана в том числе через относительный уровень оплаты интеллектуального труда);
 - динамика технологического уровня экономики, находящейся на средней стадии индустриального развития и начинающей сталкиваться с постиндустриальными вызовами.

Решение поставленных задач позволит по-новому пролить свет на экономические факторы, лежавшие в основе дезинтеграционных процессов на рубеже 1980–1990-х годов, взаимодействие которых в условиях системного кризиса социальных, экономических и политических институтов привело к распаду СССР как единого политического образования и экономического пространства.

В исследовании проверялись следующие гипотезы.

1. На старте этапа позднеиндустриальной модернизации у советской экономики имелись определенные предпосылки для перехода к эндогенной модели роста на основе научно-технологического прогресса, однако эти предпосылки во многом оказались нереализованными.
2. Ухудшение институциональной среды и технологического уровня играло значимую роль в замедлении темпов роста советской экономики.

1. Исторические данные и методы их реконструкции

В исследовании использованы существующие расчеты и оценки по реконструкции показателей исторических национальных счетов СССР [Didenko et al., 2013; Easterly, Fischer, 1995; Steinberg, 1990]² и союзных республик [Didenko et al., 2013; Easterly, Fischer, 1995], численности населения и рабочей силы, объема человеческого капитала, финансирования науки в союзных республиках, дифференциала оплаты работников интеллектуального труда и рабочих в промышленности [Didenko et al., 2013], уровню убийств (ВОЗ³, Исследовательский центр криминальной юстиции Университета штата Огайо, расчет на основе данных ООН и ВОЗ⁴), уровню младенческой смертности (для России — по [Karabchuk et al., 2017], для остальных республик СССР — данные Йорга Батена и Матиаса Блюма⁵, ЮНИСЕФ⁶). В качестве дополнительного источника для реконструкции исторических показателей уровня убийств в союзных республиках за период 1970–1980 годов использовались данные по СССР, описанные в [Лунеев, 2005].

Указанная вторичная литература основана на официальных статистических данных, опубликованных советскими высшими

² См. также: <https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2018>.

³ https://www.who.int/violence_injury_prevention/surveillance/databases/mortality/en/.

⁴ <https://cjrc.osu.edu/research/interdisciplinary/hvd/europe/eastern-europe/former-soviet-union>; <https://cjrc.osu.edu/sites/cjrc.osu.edu/files/Russia-and-the-European-nations-of-the-formerUSSR5-2010.XLS>.

⁵ <http://hdl.handle.net/10622/H83HEV>, accessed via <http://www.clio-infra.eu>.

⁶ <http://data.unicef.org>.

органами государственной и бюджетной статистики, в тех аспектах, в которых они могут быть признаны достаточно достоверными, с опорой в том числе на результаты предшествующих исследований [Ханин, 1991. С. 19, 107; Didenko et al., 2013. Р. 124–128].

Выбор начальной точки хронологического периода связан с доступностью основных исторических данных с 1970 года. Конечная точка соответствует последнему году существования СССР как единого государства. Имеющиеся в источниках пропуски в данных реконструировались посредством интерполяций (а также ретро- и экстраполяций).

Количество пропущенных значений показателей и методы их заполнения приведены в табл. 1. Выбор способа заполнения пропусков определялся следующими критериями (в порядке предпочтительности):

- 1) наличие временного ряда близких по экономическому смыслу показателей республики;
- 2) наличие аналогичного временного ряда по СССР;

Т а б л и ц а 1

Количество реконструированных значений и методы их реконструкции

T a b l e 1

Number of Reconstructed Values and Methods for Their Reconstruction

Республика	ВВП		Уровень убийств		Дифференциал оплаты труда		Уровень младенческой смертности	
	N	М	N	М	N	М	N	М
Азербайджан	9	ЛР (О1)	13	ПФ	9	ПФ	12	ЛР (И)
Армения	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ПФ	6	ЛР (О2)
Белоруссия	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ПФ	10	ЛР (О2)
Грузия	0	–	13	ПФ	11	ЛР (И), ПФ	5	ПФ
Казахстан	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (И)	1	ПФ
Киргизия	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ПФ	5	ПФ
Латвия	0	–	10	ЛР (У)	9	ЛР (У)	9	ПФ
Литва	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	0	–
Молдавия	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	0	–
Россия	0	–	12	ЛР (У)	7	ЛР (У)	0	–
Таджикистан	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	2	ПФ
Туркменистан	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	7	ПФ
Узбекистан	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	9	ПФ
Украина	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	1	ПФ
Эстония	9	ЛР (О1)	13	ЛР (У)	9	ЛР (У)	10	ЛР (У)

Примечания: 1. N — количество пропущенных значений, М — метод реконструкции.
 2. ЛР (О1) — линейная регрессия по отношению национального дохода к ВВП республики, ЛР (О2) — линейная регрессия по отношению к показателю в СССР, ЛР (У) — линейная регрессия по уровням ряда показателя в СССР, ЛР (И) — линейная регрессия изменений в республике по изменениям в СССР, ПФ — полиномиальная функция временного ряда.

- 3) наличие в рядах реконструируемого показателя линейного или полиномиального тренда;
- 4) качество (R^2) и значимость (F -тест) модели.

Наиболее значительные преобразования делались в отношении ВВП союзных республик. Для перевода в сопоставимый масштаб величины их национального дохода конвертировались из официальных цен 1973 года в цены в GK\$ по паритету покупательной способности 1990 года с помощью дефлятора ВВП СССР (из [Didenko et al., 2013] на основе [Steinberg, 1990]).

2. Теоретико-методологические подходы к анализу данных

В качестве исходных позиций исследования приняты основные идеи новых теорий роста, в которых человеческий капитал включен в число факторов производства. В этом случае речь идет об эндогенных моделях Роберта Лукаса [Lucas, 1988] и Пола Ромера [Romer, 1990]. В посвященной их тестированию литературе отмечается, что первая модель характеризует, скорее, страны на ранних стадиях догоняющего развития, в то время как вторая — страны, приблизившиеся к мировой технологической границе, например Японию [Van Leeuwen, Földvári, 2008]. В модели Ромера источником эндогенного роста экономики является поток инноваций в секторе научных исследований и разработок (НИР), требующий соответствующего финансирования. Эти идеи во многом нашли отражение в [Lucas, 1993]. И именно на стадии развитой индустриальной экономики четче просматривается зависимость объема производства добавленной стоимости от объема вложений в научные знания и их эффективности. Последняя, в свою очередь, во многом определяется степенью развития и динамикой институциональной среды.

Первая попытка учесть человеческий капитал как фактор роста советской экономики в производственной функции, аналогичной экзогенной модели роста в [Mankiw et al., 1992], была предпринята в [Easterly, Fischer, 1995]. Однако измерение человеческого капитала прокси-индикатором (уровень охвата средним образованием) лишь ненамного приблизило к пониманию его роли в экономическом росте СССР. Кроме того, в [Easterly, Fischer, 1995] человеческий капитал не был оценен на уровне союзных республик, первичные данные по которым были представлены в приложенном наборе данных, но остались без аналитической обработки. В работе [Роров, 2007], где было продемонстрировано, что советский экономический рост не приобрел черты самоподдерживающегося, человеческий капитал не включался в эконометрический анализ.

В качестве основного методологического подхода авторы настоящей работы применяют классическую производственную функцию Кобба — Дугласа с рядом модификаций (о них пойдет речь далее). Анализ особенностей роста советской экономики методом производственной функции проводился в литературе с конца 1960-х годов [Анчишкин, 2003. С. 17–21, 27–56, 108–156; Яременко, 2000. С. 177–202; Desai, 1987; Easterly, Fischer, 1995; Ofer, 1987; Porov, 2007; Weitzman, 1970]. Эти исследования, как правило, ограничивались классическим набором факторов производства (физический капитал и труд), в редких случаях включали человеческий капитал [Easterly, Fischer, 1995], но оставляли без внимания институциональную и технологическую динамику. Это относится и к последним этапным работам, использовавшим инструментарий производственных функций для анализа экономического роста РФ [Афанасьев, Пономарева, 2014; 2020; Кирилюк, 2013].

Другой подход представлен в работах исследователей, аффилированных со Всемирным банком и проводящих идею, что неимущественную часть национального богатства наряду с иностранными финансовыми активами составляют человеческий и институциональный капиталы [Hamilton et al., 2005. Р. 91–98; Lange et al., 2011. Р. 96–102]. Из этой идеи следует, что институциональная среда может быть введена в состав производственной функции [Hamilton et al., 2005. Р. 93–98]. Однако в известной нам литературе попытки квантификации институциональной среды поздней советской экономики [Бокарев, 2007; Нуреев, Латов, 2014; Поров, 2007; 2014] не содержали эконометрического анализа с применением аппарата производственной функции.

В предлагаемых моделях специфика экономического роста на пространстве бывшего СССР определяется уникальной комбинацией факторов производства (физического и человеческого капиталов, а также отдельно сектора НИР). Помимо них, две переменные (прокси-индикаторы) опосредованно с разных сторон характеризуют институциональную среду (уровень особо тяжелой насильственной преступности, дифференциал заработной платы работников интеллектуального труда и рабочих в промышленности), а одна переменная — совокупный технологический уровень производства (уровень младенческой смертности).

Применение прокси-индикаторов институциональной среды (прежде всего уровня умышленных убийств) апробировано в эмпирических исследованиях факторов экономического роста⁷.

⁷ Например, в [Поров, 2014. Р. 35–41, 56–57, 77–79, 85–86, 93–95, 154–159].

Уровень младенческой смертности, непосредственно характеризующий уровень развития медицинских технологий, опосредованно отражает то, как совокупность экономических условий жизни населения обеспечивает воспроизводство человеческого капитала и на разных стадиях индустриального развития, и при переходе к постиндустриальному обществу.

Союзные республики, с 1991 года ставшие независимыми государствами, в рассматриваемый период входили в единое экономическое пространство и являлись региональными элементами системы национальной экономики СССР. Исходя из этого ее развитие во внутристрановой перспективе рассматривается не как динамика отдельных республик на фоне СССР или России, а как единая панель с кросс-секционной и динамической составляющими.

В эконометрике панельных данных в последнее время отмечается растущий интерес к моделям с ненаблюдаемой и изменяющейся во времени неоднородностью, вызванной скрытыми общими шоками, влияющими на все единицы, возможно, в разной степени. Этот тип неоднородности приводит к перекрестной зависимости отдельных стран и регионов, игнорирование которой может вести к смещенным оценкам и ложным выводам. В частности, в [Durlauf, Quah, 1999] обсуждается возможность перекрестной зависимости в моделях роста с человеческим капиталом [Lucas, 1988; 1993; Mankiw et al., 1992], эффекты перелива которого заметно меняли динамику межстрановой конвергенции.

Устранить смещенность оценок позволяет использование при анализе пространственных панельных данных моделей с фиксированными эффектами (например, [Bai, 2009; Lee, Yu, 2010; Shi, Lee, 2017; Yu et al., 2008]). Их особенности в моделях производственной функции обсуждаются далее, в подразделе «Проблема неоднородности параметров панельных данных».

3. Модификация производственной функции с эндогенным источником роста

Формулировка моделей

Основу производственной функции, тестируемой на панели исторических данных республик бывшего СССР, составляет математическая модель роста на основе эндогенного научно-технического прогресса, разработанная в [Диденко, Гринева, 2021]. Она позволяет выяснить, как вложения в научные исследования и разработки, понимаемые как потоки инвестиций в интеллектуальный капитал национальной экономики, влияют на темпы ее роста.

Основа этой модели определяется формулой

$$Y = A(Q) \cdot F(K, H, L, PI), \quad (1)$$

где Y — объем ВВП/ВВП (в постоянных ценах по ППС), $A(Q)$ — мультипликатор, показывающий ценность средств, затраченных на исследования и разработки (достигнутый средний технический уровень), K — объем физического капитала (по восстановительной стоимости в постоянных ценах по ППС), H — объем человеческого капитала (по восстановительной стоимости в постоянных ценах по ППС), L — численность рабочей силы (тыс. чел.), Q — суммарный объем вложений в сектор производства научных знаний (текущих и капитальных в постоянных ценах по ППС), PI — прокси-индикатор институциональной среды или технологического уровня.

Если считать, что каждый из факторов, представленных в производственной функции, вносит определенный вклад в итоговую переменную, то условия, аналогичные неоклассическим, отвечают всем предъявляемым требованиям и, соответственно, должны удовлетворять предельным соотношениям:

$$\begin{aligned} \lim_{K \rightarrow 0} F(K, H, L, PI) &= \lim_{L \rightarrow 0} F(K, H, L, PI) = 0, \\ \lim_{K \rightarrow \infty} F(K, H, L, PI) &= \lim_{L \rightarrow \infty} F(K, H, L, PI) = \infty, \\ \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial K} &= \infty, \quad \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial K} = 0. \end{aligned} \quad (2)$$

Мультипликатор, показывающий ценность денежных средств от инвестиций в научные знания, будет выражаться уравнением

$$A(Q) = A_0 \cdot e^{\lambda t} \cdot [Q(t)]^\gamma, \quad 0 \leq \gamma \leq 1, \quad (3)$$

где A_0 — коэффициент нейтрального по Хиксу технического прогресса, λ — автономный (независимый от изменения объема применяемых факторов производства) темп изменения выпуска, отражающий в суммарном виде эффект изменения во времени структурных параметров функции (в нашем случае это темп роста ВВП) благодаря техническому прогрессу; γ — коэффициент эластичности инвестиций в научные исследования.

Обобщенная модель производственной функции в подушевом выражении уровней временных рядов (далее — уровневая модель) для каждой союзной республики имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} y_t &= A_0 \cdot e^{\lambda t} \cdot k_t^{\alpha} \cdot h1_t^{\beta} \cdot q_t^{\gamma} \cdot IM_t^{\mu_1} \cdot MR_t^{\mu_2} \cdot D_t^{\mu_3} \cdot u_t, \\ k_t^* &= \frac{k_t \cdot N_t}{L_t}, \quad h1_t^* = \frac{h1_t \cdot N_t}{L_t}, \quad q_t = \frac{1000Q_t}{L_t}, \end{aligned} \quad (4)$$

где y_t — ВВП на единицу рабочей силы (в GK\$ по ППС 1990 года), t — время (год), k_t — объем физического капитала на единицу ра-

бочей силы, $h1_t$ — человеческий капитал на единицу рабочей силы (по восстановительной стоимости в GK\$ по ППС 1990 года)⁸.

Прокси-индикаторы институциональной среды ($PI1$): MR_t — уровень умышленных убийств (на 100 тыс. жителей в год), D_t — дифференциал заработной платы работников интеллектуального труда и рабочих в промышленности.

Прокси-индикатор технологического уровня ($PI2$): IM_t — уровень младенческой смертности (на 1000 живых новорожденных в возрасте до одного года), u_t — остатки.

Особый интерес представляет изучение влияния перечисленных выше факторов на изменение темпов роста ВВП в региональном разрезе.

Форма общей модели в подушевом выражении и в темпах изменений (далее — дифференциальная модель) будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} \frac{y_t}{y_{t-1}} = A_0 \cdot e^{\lambda t} \cdot \left(\frac{k_t^*}{k_{t-1}^*}\right)^\alpha \cdot \left(\frac{h1_t^*}{h1_{t-1}^*}\right)^\beta \cdot \left(\frac{q_t}{q_{t-1}}\right)^\gamma \cdot \left(\frac{IM_t}{IM_{t-1}}\right)^{\mu_1} \\ \cdot \left(\frac{MR_t}{MR_{t-1}}\right)^{\mu_2} \cdot \left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right)^{\mu_3} \cdot u_t. \end{aligned} \quad (5)$$

Необходимо отметить, что в качестве зависимой переменной используется именно темп роста, а не сам абсолютный показатель ВВП на единицу рабочей силы, поскольку именно относительный показатель позволяет сравнивать республики разных размеров и уровней развития.

Для оценки параметров линеаризуем построенные нами производственные функции с помощью логарифмического преобразования. Уровневая модель примет вид

$$\begin{aligned} \ln y_t = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln(k_t^*) + \beta \ln(h1_t^*) + \gamma \ln q_t + \\ + \mu_1 \ln IM_t + \mu_2 \ln MR_t + \mu_3 \ln D_t + u_t. \end{aligned} \quad (6)$$

Дифференциальная модель будет иметь вид

$$\begin{aligned} \ln \frac{y_t}{y_{t-1}} = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln \left(\frac{k_t^*}{k_{t-1}^*}\right) + \beta \ln \left(\frac{h1_t^*}{h1_{t-1}^*}\right) + \gamma \ln \left(\frac{q_t}{q_{t-1}}\right) + \\ + \mu_1 \ln \left(\frac{IM_t}{IM_{t-1}}\right) + \mu_2 \ln \left(\frac{MR_t}{MR_{t-1}}\right) + \mu_3 \ln \left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right) + u_t. \end{aligned} \quad (7)$$

⁸ В качестве альтернативных рядов тестировались показатели «человеческий капитал, средняя продолжительность обучения ($h2$)» (по данным [Didenko et al., 2013]) и «индекс человеческого капитала, оценка по доходности ($h3$)» (по расчету на основе $h2$ [Didenko et al., 2013] по методике, использованной в Penn World Tables 9: www.ggdnet.net/pwt). Однако при их последующем тестировании коэффициенты при независимых переменных чаще оказывались незначимыми, поэтому был оставлен только ряд $h1$.

Таким образом, в последнюю функцию переменные, характеризующие факторы и результат производства (имеющие стоимостное выражение исходных данных), входили в подушевом (относительно численности рабочей силы) и дифференциальном выражении, переменные, косвенно характеризующие институциональную среду и технологический уровень производства, — в дифференциальном выражении.

В табл. 2 представлены корреляционные матрицы коэффициентов Пирсона для переменных уровневой и дифференциальной моделей (на панельных данных за 1970–1991 годы). Анализ построенных матриц показывает, что если в уровневой модели есть относительно высокая корреляция между временем и человеческим капиталом (что объясняется тем, что со временем происходит рост и это прямая зависимость), то для дифференциальной модели коэффициент корреляции между независимыми переменными не превосходит по абсолютной величине 0,4. Для исключения мультиколлинеарности был проведен также тест по определению коэффициента возрастания дисперсии (variance inflation factor, VIF). Тест был проведен для всех семи переменных; наи-

Т а б л и ц а 2

**Корреляционная матрица коэффициентов Пирсона между переменными моделей
(на панельных данных за 1970–1991 годы)**

T a b l e 2

**Pearson Correlation Matrix of Coefficients Between the Variables of the Models
(Based on Panel Data for 1970–1991)**

	Y	T	K	h1	Q	IM	MR	D
<i>Уровневая модель</i>								
Y	1							
T	–0,0651	1						
K	0,5858	0,3389	1					
h1	0,2953	0,7119	0,5625	1				
Q	0,3299	0,2906	0,1996	0,6026	1			
IM	–0,2793	–0,2049	–0,4843	–0,2828	–0,0875	1		
MR	–0,0271	0,1254	0,2256	0,0360	–0,4233	–0,3293	1	
D	–0,2955	–0,1643	–0,2076	–0,3162	–0,3761	0,0367	0,2893	1
<i>Дифференциальная модель</i>								
Y	1							
T	–0,2866	1						
K	0,3965	–0,3798	1					
h1	0,4292	–0,3078	0,2172	1				
Q	0,3274	0,0311	0,2601	0,2242	1			
IM	–0,0720	–0,1523	–0,1048	0,0079	–0,1353	1		
MR	–0,1832	0,1058	0,0177	–0,2591	–0,0371	0,1447	1	
D	–0,0892	0,3840	–0,1257	–0,1128	0,0790	0,0002	0,1562	1

большее значение VIF_{h1} составило 4,4695, что значительно меньше порогового уровня 10. Таким образом, можно утверждать, что в предлагаемых моделях мультиколлинеарность отсутствует.

Проблема неоднородности параметров панельных данных

Отличительной особенностью панельных данных является то, что они включают как временные ряды, так и пространственные данные. За счет объединения данных увеличивается объем выборки и число степеней свободы, что в свою очередь приводит к повышению точности оценок.

Взятые по отдельности, регрессии роста республик показали несостоятельность оценок. Кроме того, проведенный тест Чоу подтвердил, что гипотеза о структурных изменениях отклоняется и нет основания разбивать выборки на части ($F_{\text{набл}} = 1,750798 < F_{\text{крит}} = 2,35926$).

Если уравнения (6) и (7) выражали производственную функцию экономического роста для отдельной республики, то типичное представление канонической регрессии межстранового (в нашем случае — межреспубликанского) роста имеет вид

$$y_{it} = \varphi_i + x_{it} \beta + u_{it}, \quad (8)$$

где $i = 1, \dots, N$ — индекс республики, $t = 1, \dots, T$ — индекс времени, y_{it} — зависимая переменная для i -й панели в момент t , скорость экономического роста, x_{it} — вектор-строка регрессоров (размерность k), представляет собой набор наблюдаемых объясняющих переменных, включая первоначально предложенные Солоу, а также другими теориями роста, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ — вектор-столбец, измеряет частичное влияние z_{it} в момент (период) t для субъекта i , u_{it} — случайные ошибки.

Эконометрический инструментарий панельных данных включает три основные регрессионные модели, которые рассматриваются далее с точки зрения возможности их применения в настоящем исследовании.

1. Модель без эффектов (*pooling model*, *PM*) является простейшей модификацией модели (8):

$$y_{it} = \varphi + x_{it} \beta + u_{it}, \quad \varphi_i = \text{const}_i = \varphi. \quad (9)$$

Параметр φ — параметр местоположения, является общим для всех панелей во всем времени. Панельная структура данных в этой модели не учитывается, для получения эффективных оценок β применяется стандартный метод наименьших квадратов (OLS-метод). По сути, здесь происходит учет всех факторов и влияние одних на другие, но не учитывается страновое (региональное) различие.

В такой упрощенной модели не возникает никаких особенностей статистического анализа, связанных с панельным представлением данных.

2. Модель со случайными эффектами (*random effects model, RE*). Уравнение (8) в этом случае примет вид

$$y_{it} = \varphi_i + x_{it}\beta + u_{it}, \quad \varphi_i \neq \text{const}_i, \quad \varphi_i = \varphi + m_i. \quad (10)$$

Специфичность панелей в модели (11) будет учитываться индивидуальными случайными возмущениями m_i , которые будут объяснять «случайность» попадания объекта в панель в результате выборки из большой совокупности. Обозначив $v_{it} = m_i + u_{it}$, получим другую запись этой модели:

$$y_{it} = \varphi + x_{it}\beta + (m_i + u_{it}) = \varphi + x_{it}\beta + v_{it}. \quad (11)$$

3. Модель с фиксированными эффектами (*fixed effects model, FE*), как правило, используется в случае, когда в выборке имеется небольшой временной ряд, а количество объектов исследования достаточно велико. Тогда уравнение (8) примет вид

$$y_{it} = \varphi_i + x_{it}\beta + u_{it}, \quad \varphi_i \neq \text{const}_i, \quad (12)$$

где φ_i трактуются как неизвестные фиксированные параметры или индивидуальный для i -й панели параметр ненаблюдаемых эффектов (иногда их называют параметрами местоположения). В моделях с фиксированными эффектами вывод, как правило, является условным и связан со значением φ_i -эффекта в выборке. В исследуемой регрессии это отражает индивидуальность республик.

Порядок отбора переменных в модели

Моделирование проводилось в среде R. Статистически значимый набор переменных отбирался тестированием на панели данных по союзным республикам за период 1970–1991 годов в следующем порядке.

1. В качестве исходной принималась основная модель, которая включала только независимые переменные $t, q, k, h1$.
2. К основной модели добавлялась переменная IM и поочередно включались переменные MR и D .
3. Из полученных по итогам выполнения действий на предыдущем этапе моделей вида «основная модель + прокси-индикатор технологического уровня + прокси-индикатор институциональной среды» последовательно выбирались комбинации по следующим критериям:

- максимальное количество значимых (по t -статистике) переменных основной модели;
- значимая переменная удельного объема вложений в науку (q);
- значимый прокси-индикатор институциональной среды (если его не было, осуществлялся переход на следующий шаг);
- значимый прокси-индикатор технологического уровня (если его не было, осуществлялся переход на следующий шаг);
- среди значимых (по критерию Фишера) коэффициентов детерминации выбирался коэффициент с максимальной величиной.

В результате были отобраны для дальнейшего анализа две уровневые и две дифференциальные модели.

Наилучшие уровневые модели имели следующий набор переменных:

$$\ln y_t = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln(k_t^*) + \beta \ln(h1_t^*) + \gamma \ln q_t + \mu_1 \ln IM_t + u_t, \quad (13)$$

$$\ln y_t = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln(k_t^*) + \beta \ln(h1_t^*) + \gamma \ln q_t + \mu_1 \ln IM_t + \mu_3 \ln D_t + u_t. \quad (14)$$

Оценки их параметров приведены в табл. 3.

Т а б л и ц а 3

Показатели уровневых моделей (на панельных данных за 1970–1991 годы)

T a b l e 3

Indicators of the Level Models (Based on Panel Data for 1970–1991)

	<i>PM</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>
<i>Модель (13)</i>			
A_0 (Intercept)	30,14*** (3,71)	37,10*** (4,20)	
T	–0,01*** (0,00)	–0,02*** (0,00)	–0,01** (0,00)
K	0,52*** (0,04)	0,29*** (0,04)	0,23*** (0,04)
$h1$	0,03 (0,05)	0,21*** (0,05)	0,23*** (0,05)
Q	0,13*** (0,02)	0,25*** (0,03)	0,31*** (0,04)
IM	–0,01 (0,01)	0,13** (0,04)	0,47*** (0,07)
R^2	0,51	0,44	0,51
$Adj. R^2$	0,50	0,43	0,48
$Num. obs.$	330	330	330

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

	PM	RE	FE
Модель (14)			
$A_0(Intercept)$	30,19*** (3,66)	38,00*** (4,07)	
T	0,01*** (0,00)	0,02*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
K	0,50*** (0,04)	0,21*** (0,04)	0,16*** (0,04)
h1	0,02 (0,05)	0,17*** (0,05)	0,19*** (0,05)
Q	0,11*** (0,02)	0,31*** (0,03)	0,39*** (0,04)
IM	-0,01 (0,01)	0,14** (0,04)	0,44*** (0,06)
D	-0,05** (0,02)	-0,08*** (0,01)	-0,09*** (001)
R ²	0,52	0,50	0,57
Adj. R ²	0,51	0,49	0,55
Num. obs.	330	330	330

Примечания: 1. Уровень значимости коэффициентов: * — $p < 0,05$, ** — $p < 0,01$, *** — $p < 0,001$. 2. R² — коэффициент детерминации, Adj. R² — скорректированный коэффициент детерминации, Num. obs. — количество наблюдений.

Дифференциальные модели имели следующий набор переменных:

$$\ln \frac{y_t}{y_{t-1}} = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln \left(\frac{k_t^*}{k_{t-1}^*} \right) + \beta \ln \left(\frac{h1_t^*}{h1_{t-1}^*} \right) +$$
$$+ \gamma \ln \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} \right) + \mu_1 \ln \left(\frac{IM_t}{IM_{t-1}} \right) + u_t,$$

(15)

$$\ln \frac{y_t}{y_{t-1}} = \ln A_0 + \lambda t + \alpha \ln \left(\frac{k_t^*}{k_{t-1}^*} \right) + \beta \ln \left(\frac{h1_t^*}{h1_{t-1}^*} \right) +$$
$$+ \gamma \ln \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} \right) + \mu_2 \ln \left(\frac{MR_t}{MR_{t-1}} \right) + u_t.$$

(16)

Оценки их параметров приведены в табл. 4.

Т а б л и ц а 4

Показатели дифференциальных моделей (на панельных данных за 1970–1991 годы)

Table 4

Indicators of Differential Models (Based on Panel Data for 1970–1991)

	PM	RE	FE
Модель (15)			
$A_0(Intercept)$	2,07* (0,95)	2,12* (0,94)	
t	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00** (0,00)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 4

	PM	RE	FE
k	0,09*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,08*** (0,02)
$h1$	0,22*** (0,04)	0,22*** (0,04)	0,22*** (0,04)
q	0,15*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,12** (0,04)
IM	-0,08 (0,09)	-0,10 (0,09)	-0,22* (0,10)
R^2	0,32	0,32	0,33
$Adj. R^2$	0,31	0,31	0,28
$Num. obs.$	315	315	315
Модель (16)			
$A_0 (Intercept)$	1,81 (0,93)	1,83* (0,91)	
t	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)
k	0,10*** (0,02)	0,10*** (0,02)	0,09*** (0,02)
$h1$	0,20*** (0,04)	0,20*** (0,04)	0,20*** (0,04)
q	0,15*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,13*** (0,04)
MR	-0,03* (0-01)	-0,03* (0,01)	-0,03* (0,01)
R^2	0,33	0,33	0,33
$Adj.R^2$	0,32	0,32	0,28
$Num. obs.$	315	315	315

Примечания: 1. Уровень значимости коэффициентов: * — $p < 0,05$; ** — $p < 0,01$; *** — $p < 0,001$. 2. R^2 — коэффициент детерминации, $Adj. R^2$ — скорректированный коэффициент детерминации, $Num. obs.$ — количество наблюдений.

4. Результаты исследования и их обсуждение

Тестирование вариантов моделей

Панель исторических данных тестировалась в трех вариантах: сквозная регрессия (PM), регрессия со случайными эффектами (RE) и регрессия с фиксированными эффектами (FE). Результаты тестирования приведены в табл. 5–7. Они показывают, что модель с фиксированными эффектами является наилучшей. Присутствие в панельных данных фиксированных эффектов свидетельствует о наличии механизмов влияния развития отдельных республик на развитие других (идентификация и анализ этих механизмов находятся за рамками настоящего исследования).

Тестирование объединенной модели (PM) против модели с фиксированными эффектами (FE) исходило из того, что модель

РМ является частным случаем модели FE, поэтому нулевая гипотеза формулировалась следующим образом:

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_n.$$

Проверка гипотезы осуществлялась с помощью F -статистики. Как видно из табл. 5, по результатам тестирования всех четырех отобранных моделей нулевая гипотеза была отклонена в пользу принятия альтернативной гипотезы; иначе говоря, модель с фиксированными эффектами предпочтительнее объединенной модели.

Т а б л и ц а 5

Результаты тестирования моделей РМ против FE

T a b l e 5

Test Results of PM vs. FE Models

Название модели	Значение F	Значение p	H_0
УМ (13)	46,986	$< 2,2e - 16$	Отклоняется
УМ (14)	55,207	$< 2,2e - 16$	Отклоняется
ДМ (15)	2,1884	0,008302	Отклоняется
ДМ (16)	1,9225	0,023880	Отклоняется

В ходе тестирования объединенной модели (РМ) против модели со случайными эффектами (RE) проверялась гипотеза:

$$H_0: \sigma_m^2 = 0.$$

При H_0 индивидуальные случайные эффекты отсутствуют и оценки параметров модели со случайными эффектами совпадут с оценками объединенной регрессионной модели.

Проверка гипотезы осуществлялась с помощью теста множителей Лагранжа (критерия Бреуша — Пагана) посредством расчета статистики LM . Из табл. 6 следует, что индивидуальные случайные эффекты, учитывающие гетерогенность объектов, статистически значимо влияют на эндогенную переменную, а модель со случайными эффектами RE обеспечивает лучшее соответствие результатам.

Т а б л и ц а 6

Результаты тестирования моделей РМ против RE

T a b l e 6

Test Results of PM vs. RE Models

Название модели	Значение LM	Значение p	H_0
УМ (13)	1018,4	$< 2,2e - 16$	Отклоняется
УМ (14)	1036,4	$< 2,2e - 16$	Отклоняется
ДМ (15)	5,2117	0,02244	Отклоняется
ДМ (16)	4,1878	0,04072	Отклоняется

Тестирование модели с фиксированными эффектами (FE) против модели со случайными эффектами (RE) проводилось с помощью теста Хаусмана. Проверялось, совпадает или нет условное распределение φ_i при заданном x_i с безусловным распределением φ_i . Если не совпадает, то наилучшей линейной несмещенной оценкой для коэффициента β в уравнениях (8)–(12) будет являться оценка $\hat{\beta}_{FE}$, если совпадает — наилучшей является оценка $\hat{\beta}_{RE}$.

Проверяемая гипотеза:

$$H_0: E(\varphi_i|x_{it}) = 0,$$

альтернативная:

$$H_1: E(\varphi_i|x_{it}) \neq 0.$$

Результаты тестирования (табл. 7) показали, что модель с фиксированными эффектами является наилучшей и, соответственно, может служить наиболее эффективным инструментом анализа, учитывающим неоднородность республик Советского Союза.

Т а б л и ц а 7

Результаты тестирования моделей FE против RE

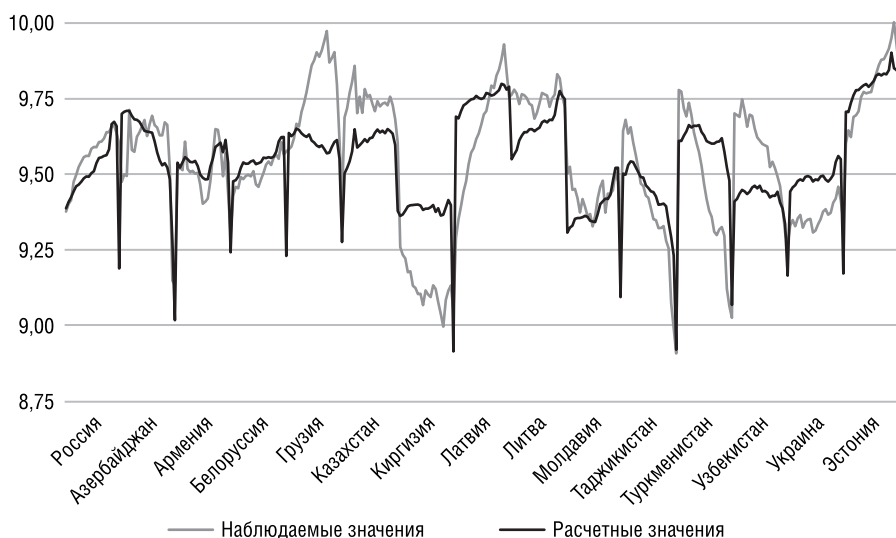
T a b l e 7

Test Results of FE vs. RE Models

Название модели	Значение F	Значение p	H_0
УМ (13)	57,475	4,036e – 11	Отклоняется
УМ (14)	88,023	< 2,2e – 16	Отклоняется
ДМ (15)	18,985	0,001935	Отклоняется
ДМ (16)	6,4367	0,266	Отклоняется

В дополнение к результатам тестов приведенные в табл. 3–4 оценки параметров моделей показывают следующее. Уровневая модель (14) в варианте FE имеет более высокие коэффициенты детерминации (R^2 , $Adj R^2$), как и большее число значимых коэффициентов при независимых переменных по сравнению с РМ и RE. Хотя уровневая модель (13) имеет одинаковый $R^2 = 0,51$ и в РМ, и в FE, а также более высокий $Adj R^2 = 0,50$ в РМ (против 0,48 в FE), вариант FE включает большее число значимых независимых переменных по сравнению с РМ и RE. Аналогичное утверждение справедливо и для дифференциальной модели (15). Только дифференциальная модель (16) не показывает в табл. 4 значений параметров в сторону предпочтительности варианта FE.

В качестве дополнительного аргумента в пользу вариантов моделей с фиксированными эффектами отметим, что на рис. 1а–1с видно, что именно вариант FE дает максимальное приближение к фактическим значениям по сравнению с РМ и RE. На рис. 2–4 продемонстрированы наблюдаемые и расчетные значения для моделей (14)–(16) с фиксированными эффектами.



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 1а. **Фактические и модельные значения в варианте РМ уровневой модели (13)**
(ось ординат, натуральный логарифм ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

Fig. 1a. **Actual and Model Values in the PM Variant of the Level Model (13)**
(Y-Axis, Natural Logarithm of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 1б. **Фактические и модельные значения в варианте RE уровневой модели (13)**
(ось ординат, натуральный логарифм ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

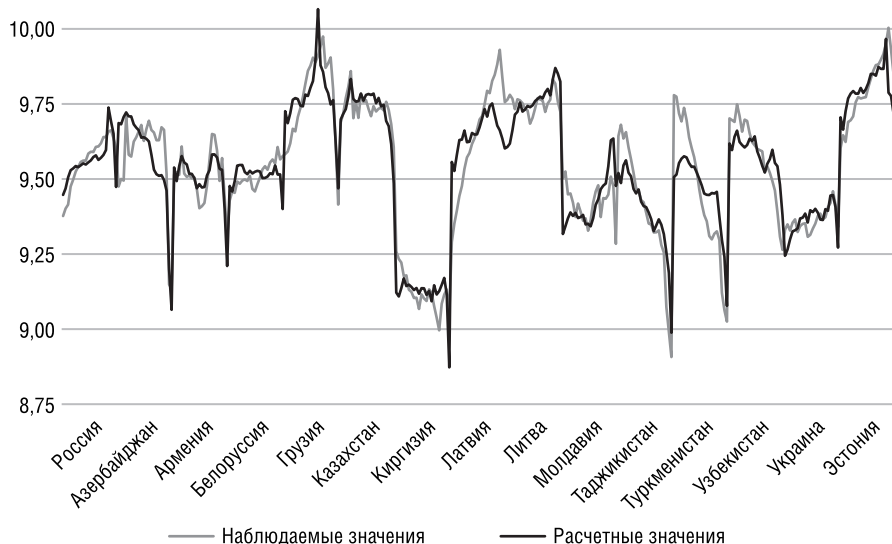
Fig. 1b. **Actual and Model Values in the RE Variant of the Level Model (13)**
(Y-Axis, Natural Logarithm of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 1с. Фактические и модельные значения в варианте FE урвневой модели (13)
(ось ординат, натуральный логарифм ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

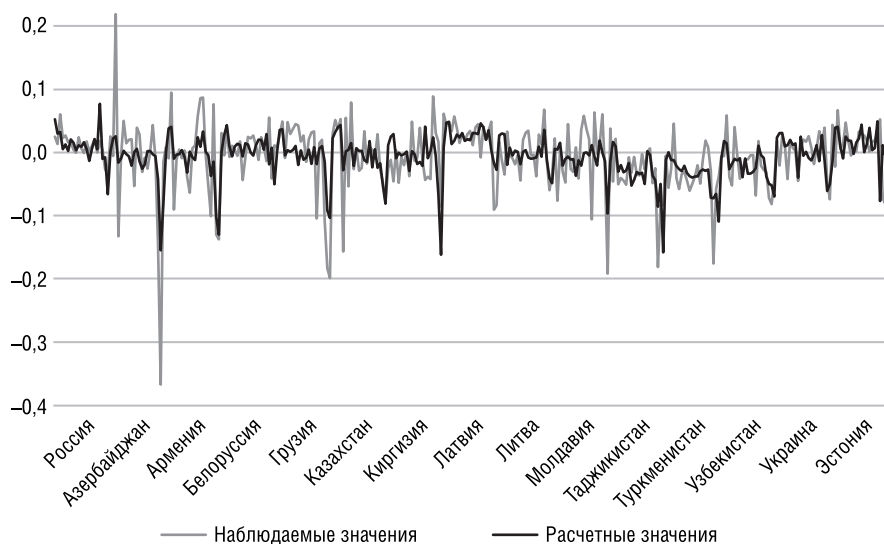
Fig. 1с. Actual and Model Values in the FE Variant of the Level Model (13)
(Y-Axis, Natural Logarithm of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 2. Фактические и модельные значения в урвневой модели (14)
(ось ординат, натуральный логарифм ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

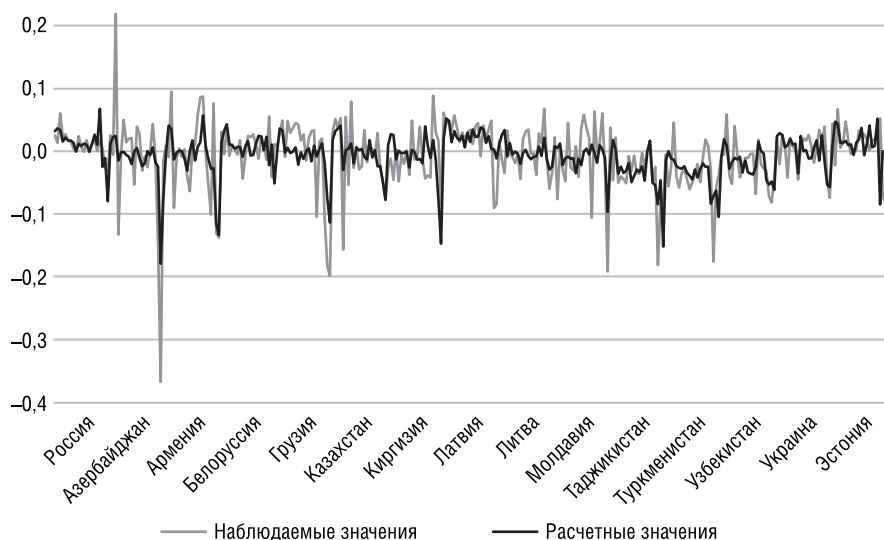
Fig. 2. Actual and Model Values in the Level Model (14)
(Y-Axis, Natural Logarithm of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 3. **Фактические и модельные значения в дифференциальной модели (15)** (ось ординат, натуральный логарифм темпа роста за год ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

Fig. 3. **Actual and Model Values in the Differential Model (15)**
(Y-Axis, Natural Logarithm of Annual Growth of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)



Примечание. Для каждой республики точки по горизонтальной оси расположены в хронологической последовательности.

Рис. 4. **Фактические и модельные значения в дифференциальной модели (16)** (ось ординат, натуральный логарифм темпа роста за год ВВП на душу населения, в GK\$ по ППС 1990 года)

Fig. 4. **Actual and Model Values in the Differential Model (16)** (Y-Axis, Natural Logarithm of Annual Growth of GDP per Capita, in GK\$ 1990 PPP)

5. Содержательная интерпретация отобранных моделей

Для удобства сравнительного анализа двух групп моделей (уровневых и дифференциальных), а также сравнения двух моделей внутри одной группы приводимые в табл. 3–4 параметры производственных функций с добавлением характеризующих качество моделей коэффициентов детерминации и F -статистик сведены в табл. 8.

Рассматриваемая в пространственной перспективе экономика позднего СССР показывала признаки перехода к эндогенной наукоёмкой модели роста. В пользу этой гипотезы свидетельствует статистически значимый эффект накопления интеллектуального (в том числе человеческого) капитала в секторе НИР (q) на экономический рост страны (табл. 8). Положительный коэффициент корреляции между переменными q и y сохранялся на уровне 0,33 при переходе от анализа уровней рядов к темпам их изменений (табл. 2). Действительно, уровневые модели показывают, что более высокое значение ВВП на занятого (y) связано с более высокими расходами на НИР (q), дифференциальные модели — что в периоды быстрого увеличения расходов на НИР наблюдался более быстрый рост экономики.

Тем не менее имевшиеся предпосылки перехода к наукоёмкой модели роста не получили развития [Диденко, Гринева, 2021]. Так, в дифференциальной модели (15) уровень значимости переменной q ухудшается с 0,001 до 0,01 при сохранении уровня значимости для k и h . Но более сильным аргументом в пользу такого утверждения являются отрицательные значения коэффициентов при переменной t в уровневых и дифференциальных моделях. Они показывают отрицательный рост ВВП на занятого, достигнутый благодаря техническому прогрессу. То есть для экономики СССР не был характерен эндогенный рост, описанный в [Romer, 1990]: ее рост в большей степени происходил путем расширения использования освоенных технологий, чем за счет внедрения инноваций, созданных в секторе НИР.

Человеческий капитал в сфере образования ($h1$) также выступал значимым фактором роста республик СССР в анализируемых четырех моделях (на уровне 0,001). Причем в дифференциальных моделях $h1$ характеризуется наиболее высокой парной корреляцией с зависимой переменной y (табл. 2).

Гипотеза о важной роли институтов в замедлении советского экономического роста подтверждается слабо. В уровневых моделях статистически значимыми (на уровне 0,001) могли становиться как институциональная среда (представленная дифференциалом оплаты интеллектуального труда на государственных промышленных предприятиях), так и технологический уровень (представленный младенческой смертностью) или же только технологический

Т а б л и ц а 8

T a b l e 8

Результаты оценки параметров моделей

Model Parameter Estimation Results

Модель	Λ t	A k	β h	Γ q	μ_1 IM	μ_2 MR	μ_3 D	R^2	$R-Adj$	F -статистика
УМ (13)	-0,0106*** (0,0026)	0,2349*** (0,0364)	0,2259*** (0,0479)	0,3138*** (0,0358)	0,4733*** (0,0682)	-	-	0,5094	0,4793	64,3762
УМ (14)	-0,0117*** (0,0024)	0,1565*** (0,0358)	0,1885*** (0,045)	0,3897*** (0,0352)	0,4434*** (0,0637)	-	-0,0865*** (0,0126)	0,5746	0,5470	69,5483
ДМ (15)	-0,0012** (0,0005)	0,0811*** (0,0214)	0,2220*** (0,037)	0,1249** (0,0376)	-0,2161* (0,095)	-	-	0,3263	0,2829	28,5715
ДМ (16)	-0,0009* (0,0005)	0,0943*** (0,0211)	0,2019*** (0,0381)	0,1311*** (0,0376)	-	-0,0318* (0,0143)	-	0,3258	0,2824	28,5137

Примечания: 1. УМ — уровневая модель, ДМ — дифференциальная модель. 2. А0 принято равным нулю. 3. Оценки производились по логарифмам соответствующих переменных (за исключением t). 4. В скобках указаны стандартные ошибки. 5. Уровень значимости коэффициентов: * — $p < 0,05$, ** — $p < 0,01$, *** — $p < 0,001$.

уровень. В дифференциальных моделях статистически значимыми (на уровне 0,05) могли становиться либо институциональная среда (представленная уровнем убийств), либо тот же технологический уровень, но не обе переменные одновременно.

Модели (14) и (16) демонстрируют, что прокси-индикаторы институциональной среды значимо и отрицательно связаны с экономическим ростом: более высокая дифференциация оплаты труда в промышленности связана с более низким уровнем ВВП на занятого, повышение темпа роста убийств связано с замедлением роста экономики. При переходе от анализа уровней рядов к темпам их изменений корреляция этих прокси-индикаторов с зависимой переменной понижается (табл. 2).

Несколько другой характер зависимости наблюдается в случае с уровнем младенческой смертности (*IM*). Эта переменная выступает значимой на уровне 0,05 в трех из четырех моделей, в двух — на уровне 0,001. При анализе абсолютных величин в уровневых моделях наблюдается положительная связь: экономический рост мог происходить (до конца 1980-х годов) даже на фоне некоторого ее повышения. В то же время переход к производным приводит к отрицательной связи: повышение темпов снижения технологического уровня сопровождается замедлением роста экономики.

Учитывая, что коэффициенты регрессии невозможно применять для сравнения оценок влияния факторов относительно друг друга на зависимую переменную из-за различия единиц измерения и разной изменчивости факторов, используем бета-коэффициенты $\hat{\beta}_j$:

$$\hat{\beta}_j = \hat{a}_j \cdot S_{xj}/S_y.$$

Долю влияния фактора в суммарном влиянии всех факторов можно оценить по величине дельта-коэффициентов Δ_j :

$$\Delta_j = r_{y,xj} \cdot \hat{\beta}_j / R^2.$$

Для дальнейшего вычисления этих стандартизированных коэффициентов на примере самой крупной из республик — России (РСФСР) — в табл. 9 рассчитаны промежуточные показатели для моделей (13)–(16).

Результаты расчетов стандартизированных коэффициентов отобранных моделей представлены в табл. 10.

Данные табл. 9 (высокие коэффициенты корреляции) и табл. 10 (бета-коэффициенты) показывают, что экономический рост России, скорее, был основан на накоплении факторов производства: физического (*k*) и — в меньшей степени — человеческого (*h1*) капиталов. По воздействию на темпы роста наиболее важным фактором выступали темпы накопления физического капитала, которые вносили существенно больший вклад в темпы роста, чем

Т а б л и ц а 9

Значения промежуточных показателей моделей по России

Table 9

Values of Intermediate Indicators of the Models for Russia

	<i>Y</i>	<i>t</i>	<i>K</i>	<i>h1</i>	<i>Q</i>	<i>IM</i>	<i>MR</i>	<i>D</i>
<i>УМ (13), УМ (14)</i>								
Среднее	9,560	1981	10,958	10,007	1,597	3,022	2,398	-1,412
Стандартное отклонение	0,0826	6,4935	0,2493	0,2049	0,3337	0,1041	0,1790	0,2456
Коэффициент корреляции с <i>y</i>		0,9162	0,8041	0,9299	0,8141	-0,4910	0,1974	-0,5426
<i>ДМ (15), ДМ (16)</i>								
Среднее	0,011	1981	-0,005	0,039	0,045	-0,015	0,021	-0,002
Стандартное отклонение	0,0192	6,2048	0,1995	0,0426	0,0989	0,0377	0,1197	0,0900
Коэффициент корреляции с <i>y</i>		-0,660	0,539	0,146	0,294	-0,164	-0,168	-0,279

Примечание. Расчеты производились по логарифмам соответствующих переменных (за исключением *t*).

Т а б л и ц а 10

Значения стандартизированных коэффициентов моделей по России

Table 10

Values of Standardized Coefficients of the Models for Russia

Коэффициент	Модель	Λ_t	Λ_K	β_{h1}	γ_q	μ_{IM}	μ_{MR}	μ_D
$\hat{\beta}_j$	УМ (13)	-0,8336	0,7092	0,5605	1,2682	0,5968		
	УМ (14)	-0,9201	0,4725	0,4677	1,5749	0,5591		-0,2572
	ДМ (15)	-0,3876	0,8422	0,4923	0,6430	-0,4241		
	ДМ (16)	-0,2907	0,9792	0,4477	0,6749		-0,1982	
Δ_j	УМ (13)	0,2401	0,1793	0,1639	0,3246	0,0921		
	УМ (14)	0,2513	0,1133	0,1297	0,3823	0,0819		0,0416
	ДМ (15)	0,2459	0,4365	0,0690	0,1816	0,0670		
	ДМ (16)	0,1887	0,5193	0,0642	0,1951		0,0327	

Примечание. Расчеты производились по логарифмам соответствующих переменных (за исключением *t*).

остальные факторы. Это подтверждает широко распространенные концепции в литературе.

Тем не менее, как и в случае с СССР в целом, в РСФСР проявлялись признаки перехода к наукоемкой модели роста. В уровне­вых моделях вложения в НИР выступали первым по важности фак­тором роста уровня ВВП на занятого. Соответственно, вклад НИР в рост был наибольшим. Важную роль играл и накопленный объ­ем человеческого капитала в сфере образования. В дифференци­альных моделях важную (но не первую) роль играли темпы роста вложений в НИР и объема человеческого капитала в образовании. Кроме того, темпы роста *y* оказались существенно чувствительнее к изменениям *h1* и *q* (что более характерно для стадий среднего

и позднего индустриального развития), чем к k (что характерно для ранних фаз индустриального развития).

В то же время эти признаки чередовались с другими, свидетельствовавшими о пониженной роли интеллектуального (в том числе человеческого) капитала. Так, в уровневых моделях увеличение объема человеческого капитала играло наименее важную роль среди факторов в стоимостном выражении. В дифференциальных моделях его вклад в темпы роста был наименьшим относительно тех же факторов. Вероятной причиной слабой реакции темпов роста y на изменения темпов роста $h1$ и q является то, что нематериальные формы капитала в меньшей степени, чем физическая форма, способны приносить быструю отдачу, но в большей степени обладают способностью к позитивным внешним эффектам и кумулятивным потенциалом. Кроме того, в рассматриваемый период наблюдалась стагнация доли расходов на образование в ВВП [Didenko et al., 2013, supplementary data].

Младенческая смертность по важности воздействия на зависимую переменную y занимает сопоставимую роль с человеческим капиталом в уровневых моделях (13) и (14) и в дифференциальной модели (15), но меньшую по сравнению с дифференциалом оплаты труда и темпом роста уровня убийств. Вклад прокси-индикатора технологического уровня в увеличение объема ВВП на занятого и в его темпы также превышал вклад значимых прокси-индикаторов институциональной среды.

Следует отметить, что приоритеты политики в сфере оплаты труда на протяжении рассматриваемого периода изменились от выравнивания доходов к стимулированию квалифицированного труда (смена тренда отмечена в 1983–1984 годах). Но это имело слабое воздействие на y , соответственно, вклад прокси-индикатора D оказался низким.

Заключение

Основной вклад работы в научную литературу состоит в модификации модели эндогенного роста на основе НТП посредством учета фиксированных эффектов в производственной функции с апробацией на панели исторических данных по республикам бывшего СССР. В этой панели учтены человеческий капитал, формируемый в сфере образования (по восстановительной стоимости), валовое накопление интеллектуального капитала (финансирование НИР), а также прокси-индикаторы институциональной среды и технологического уровня экономики.

Построение регрессий с фиксированными эффектами на основе панельных данных по республикам СССР позволило отобрать статистически значимые переменные производственной функции и дать несмещенные оценки их вклада в экономический рост единой страны.

Идентифицированные в настоящей статье фиксированные эффекты не исчерпываются географическими факторами, а включают также социокультурные характеристики и историческое наследие (path dependence), влияющие на экономическую динамику той или иной территории.

Приводимые модели свидетельствуют, что советский экономический рост был основан на накоплении факторов производства, при этом важную роль играли вложения в интеллектуальный капитал в сфере НИР и накопление человеческого капитала в сфере образования.

Таким образом, на стадии среднего индустриального развития советская экономика имела определенные предпосылки для перехода к эндогенной наукоёмкой модели роста, которые впоследствии не получили развития.

В то же время гипотеза о значимой роли ухудшения институциональной среды в замедлении экономического роста СССР получает лишь частичную поддержку. Более значительную поддержку получила гипотеза о важной роли стагнации технологического уровня.

Отмеченные особенности роста в пространственной перспективе важны для характеристики специфики ответов на вызовы позднеиндустриальной модернизации. В теоретическом контексте экономики развития опыт республик СССР демонстрирует следующие эмпирические закономерности.

1. Накоплению человеческого капитала, как и его темпам, принадлежит высокая и значимая роль на различных фазах среднего индустриального развития, что подтверждает основную идею «новых теорий роста».
2. Вложения в НИР имеют дополнительное значение по отношению к инвестициям в человеческий капитал в сфере образования; на стадии среднего индустриального развития они могут становиться источником эндогенного («ромерианского») роста экономики, однако реализация данного потенциала может не получать последующего развития.

Дальнейшие исследования в сторону большего учета динамики политических институтов в составе производственной функции помогут лучше прояснить динамику факторов, совокупность которых в конечном счете привела к распаду СССР и дезинтеграции единого экономического пространства.

Литература

1. Аджемоглу Д., Робинсон Дж. А. Почему одни страны богатые, а другие бедные. Происхождение власти, процветания и нищеты / Пер. с англ. Д. Литвинова, С. Сановича, П. Миронова. М.: АСТ, 2015.

2. Анчишкин А. И. Прогнозирование темпов и факторов экономического роста / Сост. А. В. Суворов. М.: МАКС Пресс, 2003.
3. Афанасьев А. А., Пономарева О. С. Народнохозяйственная производственная функция России в 1990–2017 гг. // Экономика и математические методы. 2020. Т. 56. № 1. С. 67–78. DOI:10.31857/S042473880006708-7.
4. Афанасьев А. А., Пономарева О. С. Производственная функция народного хозяйства России в 1990–2012 гг. // Экономика и математические методы. 2014. Т. 50. № 4. С. 21–33.
5. Бокарев Ю. П. СССР и становление постиндустриального общества на Западе: 1970–1980-е годы. М.: Наука, 2007.
6. Гэдди К. Г., Икес Б. У. Ресурсная зависимость России // Экономика России. Оксфордский сборник. Книга I / Пер. с англ. А. Шоломицкой; под ред. М. Алексеева, Ш. Вебера. М.: Изд-во Института Гайдара, 2015. С. 535–583.
7. Демидова О. А., Иванов Д. С. Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 1. С. 52–75.
8. Демидова О., Камалова Э. Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты? // Экономическая политика. 2021. Т. 16. № 2. С. 34–59. DOI:10.18288/1994-5124-2021-2-34-59.
9. Диденко Д. В., Гринева Н. В. Советский экономический рост в межстрановой перспективе: роль финансирования науки // Историческая информатика. 2021. № 1. С. 48–65. DOI:10.7256/2585-7797.2021.1.34708.
10. Земцов С. П., Смелов Ю. А. Факторы регионального развития в России: география, человеческий капитал или политика регионов // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 4(40). С. 84–108. DOI:10.31737/2221-2264-2018-40-4-4.
11. Кирилук И. Л. Модели производственных функций для российской экономики // Компьютерные исследования и моделирование. 2013. Т. 5. № 2. С. 293–312. DOI:10.20537/2076-7633-2013-5-2-293-312.
12. Лунеев В. В. Преступность XX века: мировые, региональные и российские тенденции. М.: Wolters Kluwer, 2005.
13. Нуреев Р. М., Латов Ю. В. Между «реальным социализмом» и «восточным деспотизмом»: лабиринты институционального экономического развития Советской России // Мир России. 2014. Т. 23. № 3. С. 6–45.
14. Ханин Г. И. Динамика экономического развития СССР. Новосибирск: Наука, 1991.
15. Яременко Ю. В. Теория и методология исследования многоуровневой экономики: избранные труды в трех книгах. Кн. 1. М.: Наука, 2000.
16. Bai J. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects // Econometrica. 2009. Vol. 77. No 4. P. 1229–1279. DOI:10.3982/ECTA6135.
17. Blasques F., Koopman S. J., Lucas A., Schaumburg J. Spillover Dynamics for Systemic Risk Measurement Using Spatial Financial Time Series Models // Journal of Econometrics. 2016. Vol. 195. No 2. P. 211–223. DOI:10.1016/j.jeconom.2016.09.001.
18. Catania L., Billé A. G. Dynamic Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances // Journal of Applied Econometrics. 2017. Vol. 32. No 6. P. 1178–1196. DOI:10.1002/jae.2565.
19. Desai P. The Soviet Economy: Problems and Prospects. Oxford: Basil Blackwell, 1987.
20. Didenko D., Földvári P., Van Leeuwen B. The Spread of Human Capital in the Former Soviet Union Area in a Comparative Perspective: Exploring a New Dataset // Journal of Eurasian Studies. 2013. Vol. 4. No 2. P. 123–135. DOI:10.1016/j.euras.2013.03.002.
21. Durlauf S. N., Quah D. T. The New Empirics of Economic Growth // Handbook of Macroeconomics. Vol. 1. Part A / J. B. Taylor, M. Woodford (eds.). 1999. Chapter 4. P. 235–308. DOI:10.1016/S1574-0048(99)01007-1.
22. Easterly W., Fischer S. The Soviet Economic Decline: Historical and Republican Data // The World Bank Economic Review. 1995. Vol. 9. No 3. P. 341–371. DOI:10.1093/wber/9.3.341.
23. Hamilton K., Ruta G., Bolt K., Markandya A., Pedrosa-Galinato S., Silva P., Ordoubadi M. S., Lange G.-M., Tajibaeva L. Where Is the Wealth of Nations? Measuring Capital for the 21st Century. Washington, DC: World Bank, 2005.

24. Karabchuk T., Kumo K., Selezneva E. Demography of Russia: From the Past to the Present. London: Palgrave Macmillan, 2017.
25. Kukić L. Origins of Regional Divergence: Economic Growth in Socialist Yugoslavia // *Economic History Review*. 2020. Vol. 73. No 4. P. 1097–1127. DOI:10.1111/ehr.12967.
26. Lange G.-M., Hamilton K., Ruta G., Chakraborti L., Desai D., Edens B., Ferreira S., Fraumeni B., Jarvis M., Kingsmill W., Li H. The Changing Wealth of Nations: Measuring Sustainable Development in the New Millennium. Environment and Development. Washington, DC: World Bank, 2011.
27. Lee L.-F., Yu J. A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects // *Econometric Theory*. 2010. Vol. 26. No 2. P. 564–597. DOI:10.1017/S0266466609100099.
28. Lucas R. E. Making a Miracle // *Econometrica*. 1993. Vol. 61. No 2. P. 251–272. DOI:10.2307/2951551.
29. Lucas R. E. On the Mechanics of Economic Development // *Journal of Monetary Economics*. 1988. Vol. 22. No 1. P. 3–42. DOI:10.1016/0304-3932(88)90168-7.
30. Mankiw N.G., Romer D., Weil D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth // *The Quarterly Journal of Economics*. 1992. Vol. 107. No 2. P. 407–437. DOI:10.2307/2118477.
31. Männasoo K., Hein H., Ruubel R. The Contributions of Human Capital, R&D Spending and Convergence to Total Factor Productivity Growth // *Regional Studies*. 2018. Vol. 52. No 12. P. 1598–1611. DOI:10.1080/00343404.2018.1445848.
32. Ofer G. Soviet Economic Growth: 1928–1985 // *Journal of Economic Literature*. 1987. Vol. 25. No 4. P. 1767–1833.
33. Popov V. Life Cycle of the Centrally Planned Economy: Why Soviet Growth Rates Peaked in the 1950s // *Studies in Economic Transition. Transition and Beyond* / S. Estrin, G. W. Kolodko, M. Uvalic (eds.). London: Palgrave Macmillan, 2007. P. 35–57. DOI:10.1057/9780230590328_3.
34. Popov V. Mixed Fortunes: An Economic History of China, Russia, and the West. New York, NY: Oxford University Press, 2014. DOI:10.1093/acprof:oso/9780198703631.001.0001.
35. Romer P. M. Endogenous Technological Change // *The Journal of Political Economy*. 1990. Vol. 98. No 5(2). P. S71–S102.
36. Shi W., Lee L.-F. Spatial Dynamic Panel Data Models with Interactive Fixed Effects // *Journal of Econometrics*. 2017. Vol. 197. No 2. P. 323–347. DOI:10.1016/j.jeconom.2016.12.001.
37. Steinberg D. The Soviet Economy 1970–1990: A Statistical Analysis. San Francisco, CA: Intern. Trade Press, 1990.
38. Van Leeuwen B., Földvári P. Human Capital and Economic Growth in Asia 1890–2000: A Time-Series Analysis // *Asian Economic Journal*. 2008. Vol. 22. No 3. P. 225–240. DOI:10.1111/j.1467-8381.2008.00276.x.
39. Weitzman M. L. Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution // *American Economic Review*. 1970. Vol. 60. No 4. P. 676–692.
40. Xu Y., Li A. The Relationship Between Innovative Human Capital and Interprovincial Economic Growth Based on Panel Data Model and Spatial Econometrics // *Journal of Computational and Applied Mathematics*. 2020. Vol. 365. No 5. DOI:10.1016/j.cam.2019.112381.
41. Yu J., De Jong R., Lee L.-F. Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and T Are Large // *Journal of Econometrics*. 2008. Vol. 146. No 1. P. 118–134. DOI:10.1016/j.jeconom.2008.08.002.

References

1. Acemoglu D., Robinson J. A. *Pochemu odni strany bogatye, a drugiye bednye. Proiskhozhdenie vlasti, protsvetaniya i nishchety* [Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty]. Transl. by D. Litvinov, S. Sanovich, P. Mironov. Moscow, AST, 2015. (In Russ.)
2. Anchishkin A. I. *Prognozirovaniye tempov i faktorov ekonomicheskogo rosta* [Forecasting the Pace and Factors of Economic Growth], comp. A. V. Suvorov. Moscow, MAX Press, 2003. (In Russ.)
3. Afanasiev A. A., Ponomareva O. S. Narodnokhozyaystvennaya proizvodstvennaya funktsiya Rossii v 1990–2017 gg. [The Macroeconomic Production Function of Russia in 1990–

- 2017]. *Ekonomika i matematicheskie metody* [Economics and Mathematical Methods], 2020, vol. 56, no. 1, pp. 67-78. DOI:10.31857/S042473880006708-7. (In Russ.)
4. Afanasiev A. A., Ponomareva O. S. Proizvodstvennaya funktsiya narodnogo khozyaystva Rossii v 1990-2012 gg. [The Aggregate Production Function of Russian Economy in 1990-2012]. *Ekonomika i matematicheskie metody*. [Economics and Mathematical Methods], 2014, vol. 50, no. 4, pp. 21-33. (In Russ.)
5. Bokaryov Yu. P. *SSSR i stanovlenie postindustrial'nogo obshchestva na Zapade, 1970-1980-e gody* [The USSR and the Coming of Post-Industrial Society in the West]. Moscow, Nauka, 2007. (In Russ.)
6. Gaddy C. G., Ickes B. W. Resursnaya zavisimost' Rossii [Russia's Dependence on Resources]. In: Alexeev M., Weber S. (eds.). *Ekonomika Rossii. Oksfordskiy sbornik* [The Oxford Handbook of the Russian Economy], transl. by A. Sholomitskaya, vol. 1. Moscow, Gaidar Institute Publishing House, 2015, pp. 535-583. (In Russ.)
7. Demidova O. A., Ivanov D. S. Modeli ekonomicheskogo rosta s neodnorodnymi prostanstvennymi effektami [Models of Economic Growth with Heterogenous Spatial Effects: The Case of Russian Regions]. *Ekonomicheskiiy zhurnal VShE* [HSE Economic Journal], 2016, vol. 20, no. 1, pp. 52-75. (In Russ.)
8. Demidova O. A., Kamalova E. Prostranstvenno-ekonometricheskoe modelirovanie ekonomicheskogo rosta rossiyskikh regionov: imeyut li znachenie instituty? [Spatial Econometric Modeling of Economic Growth in Russian Regions: Do Institutions Matter?]. *Ekonomicheskaya politika* [Economic Policy], 2021, vol. 16, no. 2, pp. 34-59. DOI:10.18288/1994-5124-2021-2-34-59. (In Russ.)
9. Didenko D. V., Grineva N. V. Sovetskiy ekonomicheskii rost v mezhranovoy perspektive: rol' finansirovaniya nauki [The Soviet Economic Growth in a Cross-Country Comparison: The Role of Financing Research and Development]. *Istoricheskaya informatika* [Historical Information Science], 2021, no. 1, pp. 48-65. DOI:10.7256/2585-7797.2021.1.34708. (In Russ.)
10. Zemstov S. P., Smelov Yu. A. Faktory regional'nogo razvitiya v Rossii: geografiya, chelovecheskiy kapital ili politika regionov [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(40), pp. 84-108. DOI:10.31737/2221-2264-2018-40-4-4. (In Russ.)
11. Kirilyuk I. L. Modeli proizvodstvennoy funktsii dlya rossiiskoy ekonomiki [Models of Production Functions for the Russian Economy]. *Kompyuternye issledovaniya i modelirovanie* [Computer Research and Modeling], 2013, vol. 5, no. 2, pp. 293-312. DOI:10.20537/2076-7633-2013-5-2-293-312. (In Russ.)
12. Luneev V. V. *Prestupnost' 20 veka: mirovye, regional'nye i rossiiskie tendentsii* [Criminality of the 20th Century: Global, Regional, and Russian Trends]. Moscow, Wolters Kluwer, 2005. (In Russ.)
13. Nureev R. M., Latov Yu. V. Mezhdú "real'nym sotsializmom" i "vostochnym despotizmom": labirinty institutsional'nogo ekonomicheskogo razvitiya Sovetskoy Rossii [Between "Real Socialism" and "Oriental Despotism": The Labyrinths of Institutional Economic Development in Soviet Russia]. *Mir Rossii* [Universe of Russia], 2014, vol. 23, no. 3, pp. 6-45. (In Russ.)
14. Khanin G. I. *Dinamika ekonomicheskogo razvitiia SSSR* [The Dynamics of Economic Development of the USSR]. Novosibirsk, Nauka, 1991. (In Russ.)
15. Yaremenko Yu. V. *Teoriya i metodologiya issledovaniya mnogourovnevnoy ekonomiki* [Theory and Methodology of the Study of the Multilevel Economy], Part 1. Moscow, Science Publishing House, 2000. (In Russ.)
16. Bai J. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 2009, vol. 77, no. 4, pp. 1229-1279. DOI:10.3982/ECTA6135.
17. Blasques F., Koopman S. J., Lucas A., Schaumburg J. Spillover Dynamics for Systemic Risk Measurement Using Spatial Financial Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 2016, vol. 195, no. 2, pp. 211-223. DOI:10.1016/j.jeconom.2016.09.001.
18. Catania L., Billé A. G. Dynamic Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. *Journal of Applied Econometrics*, 2017, vol. 32, no. 6, pp. 1178-1196. DOI:10.1002/jae.2565.

19. Desai P. *The Soviet Economy: Problems and Prospects*. Oxford, Basil Blackwell, 1987.
20. Didenko D., Földvári P., Van Leeuwen B. The Spread of Human Capital in the Former Soviet Union Area in a Comparative Perspective: Exploring a New Dataset. *Journal of Eurasian Studies*, 2013, vol. 4, no. 2, pp. 123-135. DOI:10.1016/j.euras.2013.03.002.
21. Durlauf S. N., Quah D. T. The New Empirics of Economic Growth. In: Taylor J. B., Woodford M. (eds.). *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, part A, 1999, chapter 4, pp. 235-308. DOI:10.1016/S1574-0048(99)01007-1.
22. Easterly W., Fischer S. The Soviet Economic Decline: Historical and Republican Data. *The World Bank Economic Review*, 1995, vol. 9, no. 3, pp. 341-371. DOI:10.1093/wber/9.3.341.
23. Hamilton K., Ruta G., Bolt K., Markandya A., Pedroso-Galinato S., Silva P., Ordoubadi M. S., Lange G.-M., Tajibaeva L. *Where Is the Wealth of Nations? Measuring Capital for the 21st Century*. Washington, DC, World Bank, 2005.
24. Karabchuk T., Kumo K., Selezneva E. *Demography of Russia: From the Past to the Present*. L., Palgrave Macmillan, 2017.
25. Kukić L. Origins of Regional Divergence: Economic Growth in Socialist Yugoslavia. *Economic History Review*, 2020, vol. 73, no. 4, pp. 1097-1127. DOI:10.1111/ehr.12967.
26. Lange G.-M., Hamilton K., Ruta G., Chakraborti L., Desai D., Edens B., Ferreira S., Fraumeni B., Jarvis M., Kingsmill W., Li H. *The Changing Wealth of Nations: Measuring Sustainable Development in the New Millennium. Environment and Development*. Washington, DC, World Bank, 2011.
27. Lee L.-F., Yu J. A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects. *Econometric Theory*, 2010, vol. 26, no. 2, pp. 564-597. DOI:10.1017/S0266466609100099.
28. Lucas R. E. Making a Miracle. *Econometrica*, 1993, vol. 61, no. 2, pp. 251-272. DOI:10.2307/2951551.
29. Lucas R. E. On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 1988, vol. 22, no. 1, pp. 3-42. DOI:10.1016/0304-3932(88)90168-7.
30. Mankiw N.G., Romer D., Weil D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, vol. 107, no. 2, pp. 407-437. DOI:10.2307/2118477.
31. Männasoo K., Hein H., Ruubel R. The Contributions of Human Capital, R&D Spending and Convergence to Total Factor Productivity Growth. *Regional Studies*, 2018, vol. 52, no. 12, pp. 1598-1611. DOI:10.1080/00343404.2018.1445848.
32. Ofer G. Soviet Economic Growth: 1928-1985. *Journal of Economic Literature*, 1987, vol. 25, no. 4, pp. 1767-1833.
33. Popov V. Life Cycle of the Centrally Planned Economy: Why Soviet Growth Rates Peaked in the 1950s. In: Estrin S., Kolodko G.W., Uvalic M. (eds.). *Studies in Economic Transition. Transition and Beyond*. L., Palgrave Macmillan, 2007, pp. 35-57. DOI:10.1057/9780230590328_3.
34. Popov V. *Mixed Fortunes: An Economic History of China, Russia, and the West*. N. Y., NY, Oxford University Press, 2014. DOI:10.1093/acprof:oso/9780198703631.001.0001.
35. Romer P. M. Endogenous Technological Change. *The Journal of Political Economy*, 1990, vol. 98, no. 5(2), pp. S71-S102.
36. Shi W., Lee L.-F. Spatial Dynamic Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 2017, vol. 197, no. 2, pp. 323-347. DOI:10.1016/j.jeconom.2016.12.001.
37. Steinberg D. *The Soviet Economy 1970-1990: A Statistical Analysis*. San Francisco, CA, Intern. Trade Press, 1990.
38. Van Leeuwen B., Földvári P. Human Capital and Economic Growth in Asia 1890-2000: A Time-Series Analysis. *Asian Economic Journal*, 2008, vol. 22, no. 3, pp. 225-240. DOI:10.1111/j.1467-8381.2008.00276.x.
39. Weitzman M. L. Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution. *American Economic Review*, 1970, vol. 60, no. 4, pp. 676-692.
40. Xu Y., Li A. The Relationship between Innovative Human Capital and Interprovincial Economic Growth Based on Panel Data Model and Spatial Econometrics. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 2020, vol. 365, no. 5. DOI:10.1016/j.cam.2019.112381.
41. Yu J., De Jong R., Lee L.-F. Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and T Are Large. *Journal of Econometrics*, 2008, vol. 146, no. 1, pp. 118-134. DOI:10.1016/j.jeconom.2008.08.002.