

## Взаимосвязь экономического развития и возрастной структуры населения регионов Российской Федерации

Никита Вячеславович Артамонов

МГИМО МИД России, г. Москва, Россия, e-mail: artamonov@inno.mgimo.ru

Алексей Николаевич Курбацкий

Московская школа экономики МГУ им. М.В. Ломоносова, г. Москва, Россия, e-mail: akurbatskiy@gmail.com

Тимур Маратович Халимов

ПАО Мобильные ТелеСистемы, г. Москва, Россия, e-mail: khalimovtimur95@gmail.com

**Цитирование:** Артамонов, Н.В., Курбацкий, А.Н., Халимов, Т.М. (2021). Взаимосвязь экономического развития и возрастной структуры населения регионов Российской Федерации // *Terra Economicus* 19(2): 77–90. DOI: 10.18522/2073-6606-2021-19-2-77-90

*Исследуется взаимосвязь экономического развития и распределения населения по возрастам. Предполагается, что при моделировании экономического роста распределение населения по возрастам, помимо прочего, в определенной степени отражает запас человеческого капитала. Направление причинно-следственных связей является сложным вопросом. Тем не менее, для прогнозирования социально-экономического развития региона важно понимать и оценивать влияние возрастной структуры его населения. Полученные результаты позволяют частично ответить на эти вопросы. В работе проведен эконометрический анализ влияния на экономическое развитие возрастной структуры населения в 79 российских регионах с использованием панельных данных с 2001 по 2016 гг. Рассматриваются сгруппированные возрастные группы: 0–15, 16–24, 25–39, 40–54, 55–64 и 65–100 (доля среднегодовой численности населения). Данные были протестированы на единичный корень и на наличие пространственных корреляций, в частности, использовались индексы и тест Морана. В качестве основной модели используется регрессия панельных данных с пространственным лагом и с пространственно автокоррелированной ошибкой, причем как с фиксированными, так и со случайными эффектами. Значимость пространственных эффектов для регионов России является очевидной, что подтверждается соответствующими диагностическими тестами. Стоит отметить, что коэффициенты для некоторых возрастных групп значимы, а их предельные отклики оказываются незначимыми вследствие учета пространственных зависимостей. Результаты построенных моделей позволили сделать вывод, что на экономическое развитие регионов России наибольшее положительное значимое влияние оказывают самые молодые возрастные группы 16–24 и 25–39 лет, что является характерным отличием от других стран, по которым были проведены аналогичные исследования в литературе. Представляет интерес значимость самой старшей группы 65–100 лет, что может указывать на положительное воздействие их инвестиций на экономический рост регионов России. Оценены предельные отклики влияния значимых возрастных групп.*

**Ключевые слова:** демография; экономический рост; половозрастная структура населения; старение населения; ВРП; линейная регрессия с пространственным лагом; индекс Морана; пространственная корреляция

**Благодарность:** Авторы выражают благодарность доценту кафедры экономической теории Московской школы экономики МГУ Белякову Антону Олеговичу за постановку задачи, внимательность к работе и всяческую поддержку в процессе написания статьи. Исследование выполнено при поддержке гранта РФФИ: № 20-68-47030 «Эконометрические и вероятностные методы для анализа финансовых рынков сложной структуры».

## Relationship between economic development and population age structure in the Russian regions

Nikita V. Artamonov

MGIMO University, Moscow, Russia, e-mail: artamonov@inno.mgimo.ru

Aleksei N. Kurbatskii

Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia, e-mail: akurbatskiy@gmail.com

Timur M. Khalimov

MobileTeleSystems PJSC, Moscow, Russia, e-mail: khalimovtimur95@gmail.com

**Citation:** Artamonov, N.V., Kurbatskii, A.N., Khalimov, T.M. (2021). Relationship between economic development and population age structure in the Russian regions. *Terra Economicus* 19(2): 77–90. (In Russian.) DOI: 10.18522/2073-6606-2021-19-2-77-90

*The paper focuses on the relationship between the economic growth and the age structure. It is assumed that while modeling economic growth, age distribution should be addressed to explain a human capital supply. We apply econometric analysis to identify how the age structure affects economic development. The study relies on the panel data from 2001 to 2016 for 79 regions of Russia. We consider the following age categories: 0–15, 16–24, 25–39, 40–54, 55–64 and 65–100 years. Panel data unit root tests and spatial correlation tests have been applied. We estimated the linear panel regression model with spatial lag and spatial autocorrelated error term. The significance of spatial effects for the Russian regions was confirmed by relevant diagnostic tests. Although the coefficients for some age groups are significant in the model, their marginal responses are insignificant due to spillover effects. The research findings show that the greatest positive effects on economic growth are from the youngest age categories 16–24 and 25–39. This differs Russia from other countries for which similar studies were conducted. The significance of the oldest group 65–100 is a matter of interest, since it may confirm a positive effect of investments made by this group on the economic growth. Impact of the significant age categories are estimated.*

**Keywords:** demography; economic growth; aging; age structure; GRP; linear regression with spatial lag; Moran's I; spatial correlation

**Acknowledgement:** The authors are thankful to Anton Belyakov (Lomonosov Moscow State University) for problem statement and for attention to the work.

This article was supported by the Russian Science Foundation, project № 20 68 47030 “Econometric and probabilistic methods for the analysis of financial markets with complex structure”.

**JEL codes:** J1, R11

## Постановка задачи

Изменения в возрастной структуре населения могут оказывать влияние на экономику, поскольку многие аспекты человеческого поведения по своей природе зависят от возраста. Трудовые возможности, сбережения и потребности людей различаются на разных этапах жизни: молодые люди нуждаются в инвестициях в образование и здравоохранение, люди трудоспособного возраста являются основой трудовых ресурсов и предоставляют сбережения, а пожилым людям требуется медицинский уход и пенсионное обеспечение. При этом население может характеризоваться различными признаками (возрастно-половыми, социальными, уровнем образования и т.п.).

В статье, посвященной исследованию по регионам Германии (Brunow, Hirte, 2009), было отмечено, что человеческий капитал отдельного индивида зависит не только от формальной квалификации и уровня образования, но также от опыта и способности перенимать новые знания или технологии, а также от устаревания и обесценивания знаний. Если индивидуальная производительность зависит от человеческого капитала, а запас человеческого капитала изменяется в течение жизни, то различия в производительности можно косвенно объяснить возрастом.

Актуальность проблеме придает и тот факт, что демографические показатели, в частности, доля молодого поколения, рассматриваются в качестве детерминант устойчивого развития регионов (Малкина, 2020). Например, в статье (Казбекова, 2018) анализируется влияние первого демографического дивиденда на экономический рост и приводится обзор исследований, в которых рост численности трудоспособного населения оказывает положительное воздействие на экономику.

Стоит отметить, что воздействие старения населения на экономический рост изучается уже довольно давно. И, несмотря на интерес к этой теме, к настоящему моменту не сформировалось единого взгляда на характер этого воздействия: «Авторы 70% работ по данной проблематике, опубликованных в 1975–2013 гг., обнаружили отрицательное влияние старения населения, в 20% работ связь не была выявлена, в то время как авторы оставшихся 10% работ пришли к выводу о положительном влиянии старения населения на экономический рост» (Nagarajan et al., 2013).

К. Преттнер (Prettner, 2013) исследовал связь между экономическим ростом и демографическими изменениями, используя модель эндогенного роста Ромера с добавлением перекрывающихся поколений. В своем исследовании автор пришел к следующим выводам относительно влияния демографических изменений на долгосрочные перспективы экономического роста: 1) отрицательное воздействие снижения рождаемости; 2) положительное влияние снижения смертности; 3) негативный эффект от снижения рождаемости перекрывается положительным эффектом снижения смертности; 4) старение населения положительно влияет на долгосрочный экономический рост в модели Ромера. Последний пункт обосновывается автором тем, что пожилые люди склонны больше экономить и могут инвестировать.

Работ, посвященных анализу взаимосвязи экономического развития и возрастной структуры населения, не очень много. Обзор некоторых из них представлен в следующем разделе. Авторам не удалось найти подобные исследования по Российским данным. Цель данной статьи – восполнить этот исследовательский пробел.

## Обзор исследований по теме

Существует ряд исследований, посвященных измерению влияния роста численности населения на экономику, причем за основу часто бралась неоклассическая модель роста типа Солоу (Solow, 1956). Так как при росте численности населения приходится постоянно делить капитал между увеличивающимся числом людей, то это уменьшает подушевое значение ВВП, потому что снижается капиталовооруженность труда.

Однако Блум с соавторами (Bloom, Williamson, 1997; Bloom, Finlay, 2009), пришли к выводу, что демография значительно влияет на экономический рост через возрастную структуру при непостоянстве возрастного состава населения.

В 1994 г. Мальмберг (Malmberg, 1994) опубликовал статью, посвященную анализу воздействия возрастной структуры населения на экономический рост Швеции. Автор заключает, что возрастные группы 0–19, 20–24, 25–39, а также старше 75 лет оказывают негативный эффект на

темпы роста подушевого ВВП, в то время как группы 30–39, 40–49, 50–64 и 65–74 стимулируют экономический рост. На норму валовых сбережений Швеции возрастная структура населения влияет следующим образом: возрастные группы 0–19, 20–24, 65–74 – отрицательно, 25–29, 30–39, 40–49, 50–64, старше 75 лет – положительно.

В статье (Lindh, Malmberg, 1999) были добавлены возрастные группы в модель Мэнкью, Ромер и Вейла (Mankiw et al., 1992), основанную на модели Солоу с человеческим капиталом. Основой исследования стал межстрановой анализ с использованием пятилетних данных в период 1950–1990 гг., который позволил выявить, что возрастная структура оказывает сильное влияние на экономический рост, инфляцию и сбережения. Авторы разбили население на пять возрастных групп в соответствии с классификацией теории жизненного цикла и поведением возрастных групп в экономике. Было выявлено, что на экономический рост положительно влияют лица среднего возраста (50–64 года), а пожилые люди (старше 65 лет) – отрицательно. Стоит отметить, что в исследовании по Шри-Ланке (Bengtsson, 2018) приведен подробный обзор соответствующей литературы.

Позднее Андерссон (Andersson, 2001) изучил влияние возрастной структуры на экономический рост с использованием анализа временных рядов для скандинавских стран на ежегодной основе в период 1950–1992 гг. Он установил, что лица в возрасте 0–14 и старше 65 лет оказывают негативное влияние на экономический рост, в то время как от людей возраста 30–64 лет наблюдается положительный эффект.

В статье (Brunow, Hirte, 2009) авторами получена и оценена при пространственном эконометрическом подходе расширенная модель Солоу. Помимо труда и человеческого капитала, авторы учитывали государственные расходы и степень урбанизации. Добавление возрастной структуры занятой рабочей силы, которая использовалась в качестве прокси для возрастной структуры человеческого капитала, позволило значительно улучшить регрессионную модель. Было проведено перекрестное исследование регионов Германии за период 1996–2005 гг. Германия в качестве объекта исследования выбрана авторами по следующим причинам: 1) распределение ВВП на душу населения неравномерно; 2) присутствует значительный разброс возрастной структуры между регионами.

В модель были включены такие переменные, как уровень участия населения в рабочей силе и уровень безработицы, а также государственные расходы в соответствии с работами (Crihfield, Panggabean, 1995a; 1995b). Для того, чтобы охватить региональные внешние факторы, авторы учитывали урбанизацию и местоположение регионов. Также рассматривались отраслевые агломерационные силы и внешние факторы, предложенные в работах (Marshall, 1920; Arrow, 1962; Romer, 1986), и региональное разнообразие отраслей, предложенное (Jacobs, 1969). При наличии внешних эффектов общая производительность факторов может различаться между регионами, что способно повлечь сходимость регионов к различным устойчивым состояниям (Breuninger et al., 2008).

Результаты исследования (Brunow, Hirte, 2009) показали, что возрастная структура является значимым фактором экономического роста, а наиболее стимулирующей оказалась группа 45–54 года. Этот результат авторы объясняют через теорию человеческого капитала. Если, кроме образования, обучение происходит также в процессе производственной деятельности (learning-by-doing), компенсируя устаревание знаний и увеличивая совокупные запасы человеческого капитала, то это должно способствовать экономическому росту. Если же устаревание знаний преобладает над их приобретением в процессе работы, что, видимо, имеет место для работников в возрасте старше 55 лет, то увеличение доли таких работников уменьшает рост.

Кроме того, при добавлении возрастной структуры в уравнение регрессии, переменная, отвечающая за запас человеческого капитала, становится незначимой. Это свидетельствует о том, что возрастная структура отражает последствия различий в количестве человеческого капитала среди занятого населения регионов Германии. Можно предположить, что возрастная структура отражает влияние человеческого капитала, такого как опыт и возможность освоения новых знаний, и является мерой запаса этого капитала.

Взаимосвязь возрастной структуры населения и экономического роста в Шри-Ланке была исследована в работе (Bengtsson, 2018). В этой стране в течение XX в. резко изменилась возрастная структура вследствие старения населения, и данная тенденция должна продолжаться в течение следующих десятилетий. Для исследования был использован анализ временных рядов,

а исходная модель Солоу была дополнена переменными возрастной структуры в качестве регрессоров экономического роста.

Авторы использовали в качестве зависимой переменной темп роста реального ВВП на одного работника, деленный на уровень технологической адаптации к мировым технологиям. В качестве регрессоров были выбраны: 1) темп роста доли инвестиций в ВВП; 2) темп роста доли госрасходов в ВВП; 3) темп роста чистого внешнего баланса; 4) уровень инфляции; 5) ВВП предыдущего периода на одного работника; 6) темп роста общей численности населения; 7) норма амортизации (константа со стилизованным значением 0,03); 8) доли лиц в возрасте 15–24, 25–49, 50–64 и старше 65 лет.

Значительный положительный эффект на экономический уровень оказывает рост населения, что в случае Шри-Ланки авторы объясняют высоким уровнем грамотности в стране и бесплатным образованием до 15 лет, что в дальнейшем приводит к увеличению доли образованной рабочей силы. Отметим, что рост государственных расходов показывает значимое отрицательное влияние на рост душевого ВВП, что во многом согласуется с результатами исследования (Andersson, 2001) по скандинавским странам. Что касается возрастной структуры, то единственной статистически значимой переменной оказалась доля лиц в возрасте 25–49 лет, влияние которой положительное.

Обратим внимание, что доля пожилых людей хоть и не является значимым регрессором, все же имеет отрицательный знак. Одной из причин статистически незначимого результата в случае Шри-Ланки может быть то, что пенсионный возраст составляет 62 года. Многие пожилые люди продолжают работать, достигнув возраста 70–80 лет. Кроме того, в стране весьма большой теневой сектор. Еще одна причина может заключаться в том, что увеличение доли пожилых людей не было достаточно значительным в последние десятилетия. Авторы пришли к выводу, что, вероятно, в ближайшем будущем увеличение числа пожилых людей окажет более выраженный эффект, поскольку старение населения продолжается.

### **Анализ возрастной структуры населения России и ее регионов**

Воздействие на возрастную структуру населения оказывают как эволюционные изменения (снижение смертности и рождаемости в процессе демографического перехода), так и пертурбационные процессы, связанные с социально-экономическими шоками, которыми история России изобилвала в XX в.

«В случае, если бы не было пертурбаций, форма пирамиды изменялась бы постепенно, отражая процесс старения населения, типичный для демографического перехода: основание пирамиды постепенно становилось бы более узким, в то время как ее верхушка – расширялась. Кроме того, края пирамиды оставались бы плавными, а распределение населения по полу не претерпевало бы значительных изменений» (Кваша, Харьков, 2013а).

Возрастно-половая пирамида России во второй половине XX в. имеет деформированные края и значительную асимметрию по полу вследствие пертурбационных факторов.

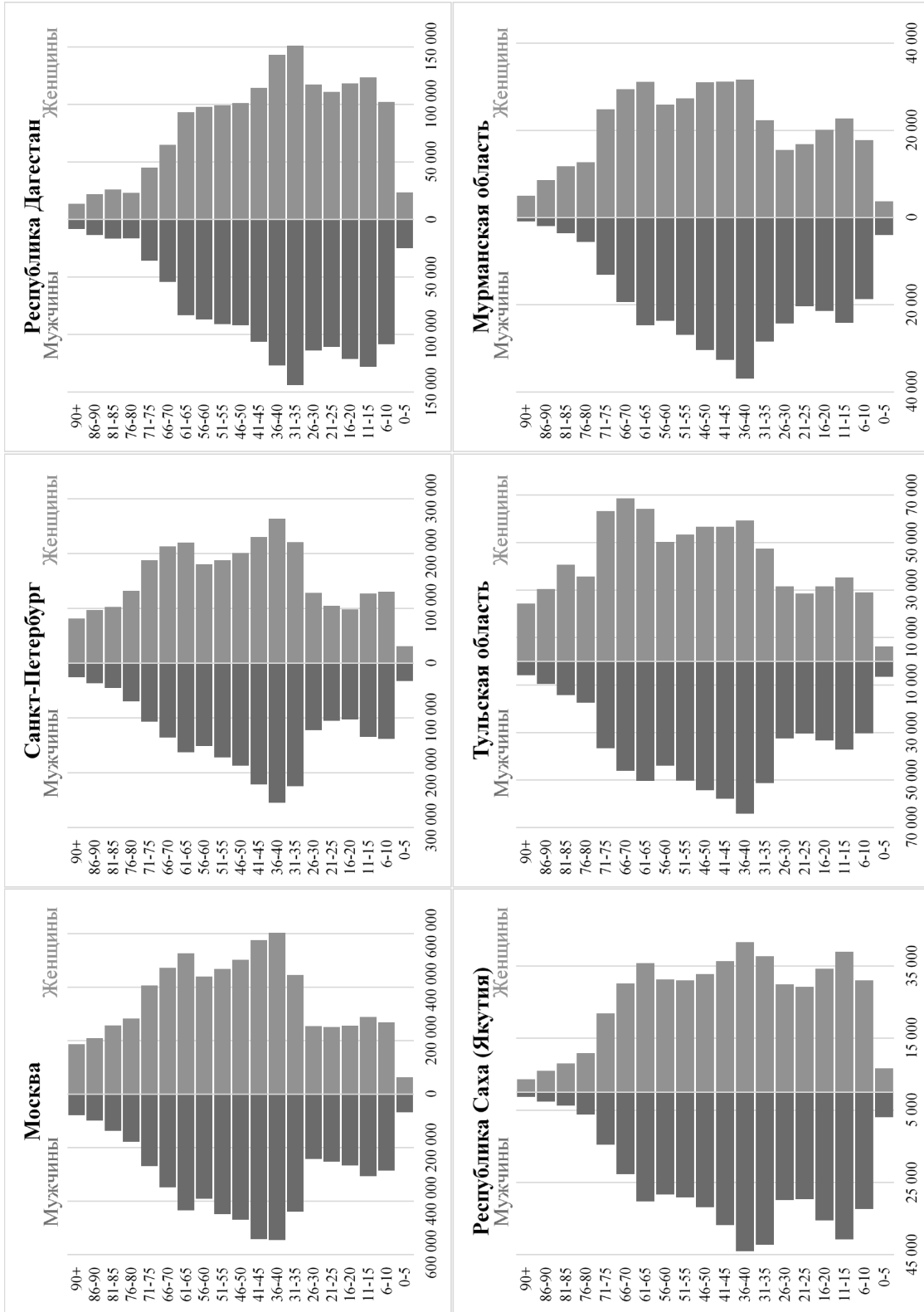
Последствия наиболее серьезных социальных потрясений первой половины XX в. все еще, хотя и в меньшей степени, заметны на возрастно-половой пирамиде. Кроме того, к ним добавились последствия социальных шоков 1990-х гг.

Помимо эволюционных и пертурбационных факторов, на возрастную структуру населения оказывают влияние миграционные потоки, которые выборочно воздействуют на состав населения ввиду выраженных возрастных особенностей. В работе (Мкртчян, 2014) отмечается, что миграционный приток населения, как правило, приводит к омолаживанию состава большинства регионов России, а миграционный отток населения ускоряет старение. В отдельных регионах, вместе с тем, отток молодежи сочетается с притоком пожилых людей. Это выражается в ускоренном старении населения<sup>1</sup>.

В работе (Кваша, Харьков, 2013b) подробно обсуждаются различия возрастно-полового состава населения субъектов РФ. Для демонстрации особенностей регионального возрастно-полового состава населения рассмотрим регионы с характерным распределением населения.

На приведенном ниже рис. 1 представлены возрастно-половые пирамиды для г. Москвы, г. Санкт-Петербурга, Республики Дагестан, Мурманской области, Республики Саха (Якутия) и Тульской области.

<sup>1</sup> Например, Рязанская и Новгородская области.



**Рис. 1.** Характерные возрастно-половые пирамиды регионов России, 2018 г.

Источник: составлено авторами на основе данных Российской базы данных по рождаемости и смертности Центра демографических исследований РЭШ

По пирамидам г. Москвы и г. Санкт-Петербурга рис. 1 особенно заметно влияние интенсивной миграции на среднюю возрастную группу. Высокий уровень рождаемости в Республике Дагестан сохраняет выраженную традиционную треугольную форму. В Республике Саха (Якутия) заметна низкая доля людей старшего поколения, в то время как в Тульской области, наоборот, их доля, в особенности для женщин, велика.

В соответствии с данными Росстата<sup>2</sup>, суммарный коэффициент рождаемости (среднее число рождений на одну женщину) в 2017 г. составил 1,621. Для сравнения, в 1990 г. данный коэффициент составлял 1,892. Естественная убыль населения за период с 2000 по 2017 гг. в среднем составляла 420 тысяч человек в год. В настоящее время в России сохраняется низкий уровень рождаемости и высокий показатель смертности.

### Используемая методика и данные

Для измерения экономического развития в региональном разрезе нами выбран показатель валового регионального продукта на душу населения (в логарифмах), а также темп прироста данного показателя. Стоимостные показатели приведены в ценах 2016 г.

Следует отметить, что покупательная способность в регионах может значительно различаться. Для корректировки величины ВРП, приходящегося на единицу среднегодового населения региона, были рассчитаны аналоги ППС, представляющие собой отношение прожиточного минимума в среднем по России к региональным прожиточным минимумам. Посредством умножения среднедушевого ВРП на полученные коэффициенты был получен скорректированный показатель (Виноградова, 2016).

Так как основная эмпирическая задача – это оценка влияния возрастной структуры населения на экономическое развитие регионов России в целом, то необходимо определиться с формирующими ее переменными. Росстат использует следующую возрастную группировку: до 1 года, 1, 2, 3, 4 года, в интервале от 5 до 85 лет население разбивается на пятилетние группы, далее следует интервал старше 85 лет. Кроме того, широко используется распределение населения по укрупненным возрастным группам для каждого пола: моложе трудоспособного возраста, трудоспособного возраста и старше трудоспособного возраста.

В работе рассмотрены доли среднегодового населения по сгруппированным возрастным категориям: 0–15, 16–24, 25–39, 40–54, 55–64, 65–100 лет. Переменные возрастной структуры были выбраны так, чтобы примерно отражать различные этапы жизненного цикла человека с точки зрения производительности труда, потребления и сбережений. Мы использовали данные Федеральной службы государственной статистики РФ по социально-экономическим показателям регионов России и Базу данных показателей по рождаемости и смертности Центра демографических исследований Российской экономической школы<sup>3</sup>. Проведен регрессионный анализ панельных данных. Из исследования исключены субъекты, входящие в состав других регионов России, а также Чеченская Республика, Республика Крым, г. Севастополь. В итоге были использованы данные по 79 субъектам Российской Федерации с 2001 по 2016 гг.

Переходя к мотивации выбора спецификации модели, отметим, что часто в таких случаях рассматривается система в окрестности стационарного положения, что может не соответствовать реальности.

Рассмотрим производственную функцию, в которой совокупное производство  $Y$  описано функцией с постоянной отдачей от масштаба, в качестве заданных переменных использован частный капитал  $K$ , труд  $L$ :

$$Y = AK^\alpha (NL)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

где  $A$  – общая производительность факторов производства, а  $N$  – индекс декомпозиции рабочей силы по возрасту (индекс Кобба-Дугласа), задаваемый:

<sup>2</sup> Демография (<https://rosstat.gov.ru/folder/12781> – дата обращения: 15.08.2020).

<sup>3</sup> Центр демографических исследований Российской экономической школы ([http://demogr.nes.ru/index.php/ru/demogr\\_indicat/data](http://demogr.nes.ru/index.php/ru/demogr_indicat/data)).

$$N = \prod_i^m n_i^{\delta_i}, \quad (2)$$

где  $n_i$  – доля возрастной группы  $i$ , а индекс  $\delta_i$  означает опыт работы.

Производственная функция преобразуется в расчете на душу населения путем деления на региональное население:

$$y = Ak^\alpha NL^{1-\alpha}, \quad (3)$$

где  $y = \frac{Y}{L}$ ,  $k = \frac{K}{L}$ . Население региона растет экзогенными темпами.

После логарифмирования и переобозначения коэффициентов получаем

$$\ln(y) = \beta_1 + \beta_2 \ln(k) + \sum_{i=1}^m \gamma_i n_i, \quad (4)$$

где  $\beta_1 = \ln A$ ,  $\beta_2 = \alpha$ ,  $\gamma_i = (1 - \alpha)\delta_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ .

Особенности регионов России требуют учета различного рода неоднородностей, в частности, территориального фактора и регионов с большой долей сырьевой специализации. Также при рассмотрении абсолютных показателей возможна ложная корреляция, часто вызванная продолжающейся урбанизацией, поэтому будет рассмотрена и модель для приращений данных показателей.

В табл. 1 приведены используемые регрессоры. Все показатели являются расчетными, эконометрический анализ проводился с помощью языка R и IDE RStudio (пакеты `plm` и `splm`).

**Таблица 1**

**Описание используемых переменных ( $i = 1, \dots, 79$  – номер региона,  $t = 2001, \dots, 2016$  – год)**

| Обозначение показателя | Описание показателя  |
|------------------------|--|
| $\ln\_grp_{it}$        | Логарифм ВРП, скорректированного на величину прожиточного минимума на единицу среднегодового населения                                     |
| $r\_x\_y_{it}$         | Доля среднегодовой численности населения в возрасте от $x$ до $y$ лет (в соответствии с рассматриваемыми возрастными группами)             |
| $\ln\_funds_{it}$      | Логарифм стоимости основных фондов на единицу среднегодового населения   |
| $dummy_{it}$           | Бинарная переменная, принимающая значение 1, если добывающие отрасли в структуре ВДС региона превышают 15% (значение 0 в противном случае) |

Источник: составлено авторами.

Логарифм стоимости основных фондов на единицу среднегодового населения был введен в модель в качестве показателя, отражающего капиталовооруженность. Ожидается наличие прямой связи между капиталовооруженностью и региональным экономическим развитием, поскольку, в соответствии с неоклассической производственной функцией, чем выше уровень капиталовооруженности населения, тем выше производство на душу населения.

Бинарная переменная, введенная для учета сырьевой специализации субъектов РФ, принимает значение 1 в случае, если доля добывающей промышленности в валовой добавленной



стоимости региона превышает 15%. Данный критерий взят из классификации регионов России, предложенной в публикации (Барина и др., 2015). Важно отметить, что *dummy* инвариантна во времени и поэтому не присутствует во многих моделях.

Степень влияния факторов на экономический рост в России естественным образом зависит от территориальных особенностей регионов, в частности, от наличия поблизости больших рынков, а межрегиональное взаимодействие во многом определяется мобильностью труда, капитала, в том числе, – человеческого. Соседние регионы будут более интегрированы между собой, соответственно, основные экономические показатели и их темпы роста будут пространственно коррелированы (Луговой и др., 2007).

В связи с этим для учета пространственных эффектов будем использовать нормированную граничную матрицу весов  $W$  (размера 79 на 79). Первоначально ее элементы  $w_{i,j}$  равны 1, если регионы  $(i, j)$  граничат, и 0 – иначе. Далее матрица нормируется по строкам, так что сумма по строке равнялась 1. Различные варианты введения взвешивающей матрицы рассмотрены, например, в работе (Демидова, 2014).

### Предварительное тестирование

Проведем предварительное тестирование переменных на единичный корень, используя IPS-тест и CIPS-тест (с учетом кросс-корреляций). Для переменных  $\ln\_grp$  и  $\ln\_funds$  был применен тест с трендом, для возрастных групп – с константой. Результаты тестирования приведены в табл. 2 и 3.

Таблица 2

**Результаты IPS- и CIPS-тестов на единичный корень для  $\ln\_grp$  и  $\ln\_funds$ .  
Вариант тестов с трендом,  $tbar$ -статистика для IPS,  $lag=2$  для CIPS**

| Переменная   | IPS    | CIPS   |
|--------------|--------|--------|
| $\ln\_grp$   | -0.977 | -2.424 |
| $\ln\_funds$ | -2.095 | -1.874 |

Источник: составлено авторами.

Таблица 3

**Результаты IPS- и CIPS-тестов на единичный корень для возрастных групп.  
Вариант тестов с константой,  $tbar$ -статистика для IPS,  $lag=1$  для CIPS**

| Переменная    | IPS    | CIPS   |
|---------------|--------|--------|
| $r_{0\_15}$   | -2.471 | -1.512 |
| $r_{16\_24}$  | 2.772  | -1.905 |
| $r_{25\_39}$  | 0.086  | -1.082 |
| $r_{40\_54}$  | 0.944  | -1.590 |
| $r_{55\_64}$  | 0.606  | -0.747 |
| $r_{65\_100}$ | -0.840 | -0.403 |

Источник: составлено авторами.

Результаты IPS и CIPS-тестов указывают на наличие единичного корня для всех переменных. Далее, для первых разностей (по времени) переменных будем использовать префикс  $D_1$ .

Для выявления пространственных эффектов рассчитаны индексы Морана и проведены тесты Морана. В табл. 4 указаны значения индекса Морана для первых разностей каждой из переменных для каждого года и  $P$ -значения для этих индексов. Видно, что индексы Морана в большинстве ситуаций положительны и значимы.

Таблица 4

## Индекс Морана и Р-значение теста Морана по переменным

|      | D_ln_grp | D_ln_funds | D_r_0_15 | D_r_16_24 | D_r_25_39 | D_r_40_54 | D_r_55_64 | D_r_65_100 |
|------|----------|------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 2002 | 0.446*** | 0.044      | 0.156*** | 0.080     | 0.096*    | 0.358***  | 0.767***  | 0.213***   |
| 2003 | 0.161**  | 0.141**    | 0.245*** | 0.041     | 0.211***  | 0.478***  | 0.780***  | 0.244***   |
| 2004 | 0.036    | 0.080      | 0.141**  | 0.142**   | 0.240***  | 0.478***  | 0.726***  | 0.208***   |
| 2005 | 0.117*   | 0.029      | 0.085    | 0.196***  | 0.247***  | 0.437***  | 0.700***  | 0.271***   |
| 2006 | 0.085    | 0.012      | 0.034    | 0.263***  | 0.291***  | 0.435***  | 0.649***  | 0.400***   |
| 2007 | 0.026    | -0.104     | 0.171**  | 0.519***  | 0.350***  | 0.404***  | 0.441***  | 0.542***   |
| 2008 | 0.166**  | 0.080      | 0.407*** | 0.580***  | 0.360***  | 0.374***  | 0.359***  | 0.665***   |
| 2009 | 0.077    | 0.023      | 0.539*** | 0.526***  | 0.341***  | 0.327***  | 0.294***  | 0.662***   |
| 2010 | -0.021   | -0.032     | 0.526*** | 0.393***  | 0.337***  | 0.323***  | 0.288***  | 0.651***   |
| 2011 | 0.030    | 0.025      | 0.322*** | 0.243***  | -0.123    | 0.158**   | 0.193***  | 0.558***   |
| 2012 | 0.172**  | 0.178**    | 0.391*** | 0.187**   | -0.127    | 0.062     | 0.238***  | 0.206***   |
| 2013 | 0.134*   | 0.105      | 0.395*** | 0.233***  | 0.111     | 0.261***  | 0.324***  | 0.476***   |
| 2014 | 0.034    | 0.002      | 0.330*** | 0.180**   | 0.357***  | 0.348***  | 0.224***  | 0.302***   |
| 2015 | 0.183**  | 0.059      | 0.293*** | 0.278***  | 0.419***  | 0.279***  | 0.312***  | 0.298***   |
| 2016 | -0.004   | 0.034      | 0.265*** | 0.329***  | 0.471***  | 0.187**   | 0.297***  | 0.307***   |

С учетом результатов предварительного тестирования будем рассматривать регрессии для первых разностей переменных. В качестве зависимой переменной эконометрической модели возьмем  $D\_ln\_grp$ , а набор регрессоров определим как  $D\_r\_16\_24$ ,  $D\_r\_25\_39$ ,  $D\_r\_40\_54$ ,  $D\_r\_55\_64$ ,  $D\_r\_65\_100$ ,  $D\_ln\_funds$ . Переменная  $D\_r\_0\_15$  не включена в число регрессоров по следующим причинам:

- 1) во избежание мультиколлинеарности;
- 2) участие представители этой группы в рынке труда минимально.

Для учета пространственных связей между переменными рассмотрим следующие регрессии:

1. Со случайными эффектами (RE).
2. С фиксированными индивидуальными эффектами (FE).
3. Сквозная регрессия с пространственными лагами, с пространственно-коррелированной ошибкой и случайными эффектами (SARAR-RE).
4. Регрессия с пространственными лагами, с пространственно-коррелированной ошибкой и фиксированными индивидуальными эффектами (SARAR-FE).

Напомним спецификацию модели SARAR с индивидуальными эффектами:

$$y_{i,t} = \lambda(Wy)_{i,t} + x'_{i,t}\beta + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} = \rho(W\varepsilon)_{i,t} + u_{i,t},$$

$$u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

Приведем интерпретацию результатов основных диагностических тестов в табл. 5:

1. Тест Хаусмана указывает на предпочтительность модели со случайными эффектами как для регрессии без пространственного лага, так и для SARAR-регрессии.
2. CD-тест Песарана говорит о необходимости учета пространственных эффектов (корреляций) при оценивании RE- и FE-регрессий.
3. Тест Вулдриджа указывает на наличие серийной корреляции.
4. BKSJ-тест (Baltagi et al., 2007) позволяет сделать вывод о значимости пространственной корреляции ошибки и на отсутствие серийной корреляции в SARAR-модели.

Таблица 5

**Результаты диагностических тестов для RE- и FE-панельных регрессий  
и для SARAR-регрессий (тестовые статистики и Р-значения)**

| Тест   | Статистика | Р-значение |
|--|------------|------------|
| Тест Вулдриджа на ненаблюдаемые эффекты                                  | -2.502     | 0.012      |
| Тест Хаусмана (робастный, df=6)  | 4.654      | 0.589      |
| Тест Вулдриджа на AR(1) для FE (df1=1, df2=1104)                         | 11.465     | 0.001      |
| CD-тест Песарана (RE)  | 59.445     | 0.000      |
| CD-тест Песарана (FE)  | 58.781     | 0.000      |
| Тест Хаусмана для SARAR (df=6)   | 8.989      | 0.174      |
| BKSJ-тест на пространственную корреляцию для SARAR (вариант С.1, df = 1) | 123.408    | 0.000      |
| BKSJ-тест на серийную корреляцию для SARAR (вариант С.2, df = 1)         | 3.550      | 0.060      |

**Результаты оценивания моделей**

С учетом результатов предварительного тестирования для значимости коэффициентов следует использовать робастные стандартные ошибки Дрисколла-Края (SCC). Результаты оценивания приведены в табл. 6.

Таблица 6

**Результаты оценивания регрессий: со случайными эффектами RE, с фиксированными  
эффектами FE, со случайными эффектами и с пространственным лагом SARAR-RE,  
с фиксированными эффектами и с пространственным лагом SARAR-FE (в скобках указана  
стандартные ошибки коэффициентов, SCC-ошибки для RE и FE)**

|                | Зависимая переменная: D_ln_grp |                      |                      |                      |
|----------------|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | RE (SCC)                       | FE (SCC)             | SARAR-RE             | SARAR-FE             |
| D_r_16_24      | 13.567***<br>(2.449)           | 13.967***<br>(2.480) | 4.423***<br>(0.652)  | 4.528***<br>(0.845)  |
| D_r_25_39      | 13.507***<br>(4.826)           | 13.959***<br>(5.091) | 5.864***<br>(1.281)  | 5.431***<br>(1.477)  |
| D_r_40_54      | 4.907<br>(3.450)               | 4.764<br>(4.700)     | 3.035**<br>(1.436)   | 3.750**<br>(1.688)   |
| D_r_55_64      | 3.534<br>(4.358)               | 3.868<br>(6.849)     | 2.781<br>(1.728)     | 4.690**<br>(2.361)   |
| D_r_65_100     | 7.165<br>(6.177)               | 7.575<br>(8.578)     | 4.137***<br>(1.517)  | 5.620***<br>(1.991)  |
| D_ln_funds     | 0.110*<br>(0.062)              | 0.097<br>(0.070)     | 0.060**<br>(0.028)   | 0.053*<br>(0.029)    |
| $\lambda$      |                                |                      | 0.698***<br>(0.033)  | 0.704***<br>(0.034)  |
| $\rho$         |                                |                      | -0.548***<br>(0.065) | -0.562***<br>(0.063) |
| Constant       | 0.142***<br>(0.027)            |                      | 0.033***<br>(0.007)  |                      |
| Observations   | 1185                           | 1185                 | 1185                 | 1185                 |
| R <sup>2</sup> | 0.235                          | 0.236                |                      |                      |
| F Statistic    | 361.272***                     | 56.681***            |                      |                      |
| Note:          | *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01    |                      |                      |                      |

Источник: составлено авторами.

Из результатов оценивания видно, что оценки коэффициентов существенно изменяются при явном включении в регрессию пространственных лагов. Кроме того, изменяется значимость коэффициентов. По результатам оценивания незначимым оказалось изменение доли среднегодовой численности населения в возрастной группе 55–64 лет.

При включении в модель пространственных лагов коэффициенты уже нельзя интерпретировать как предельные значения. Для определения значимости влияния регрессоров будем рассматривать их отклики на зависимую переменную. В табл. 7 для модели SARAR-RE приведены отклики (маргинальные значения)  $D_{ln\_grp}$  на каждый из регрессоров: прямой, косвенный и общий (их сумма) и z-статистики для откликов.

Таблица 7

**Отклики для регрессии SARAR-RE (прямые, косвенные, общие, в скобках указаны соответствующие z-статистики)**

| Переменная | Прямой                      | Косвенный | Общий     |
|------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| D_r_16_24  | 5.258***                    | 9.366***  | 14.624*** |
|            | (6.971)                     | (4.535)   | (5.409)   |
| D_r_25_39  | 6.972***                    | 12.418*** | 19.390*** |
|            | (4.713)                     | (3.740)   | (4.165)   |
| D_r_40_54  | 1.920*                      | 1.742*    | 9.197*    |
|            | (1.920)                     | (1.742)   | (1.815)   |
| D_r_55_64  | 3.307                       | 5.890     | 1.405     |
|            | (1.463)                     | (1.362)   | (1.405)   |
| D_r_65_100 | 4.918***                    | 8.760**   | 13.679**  |
|            | (2.643)                     | (2.326)   | (2.460)   |
| D_ln_funds | 0.071**                     | 0.127**   | 0.199**   |
|            | (2.218)                     | (2.123)   | (2.184)   |
| Note:      | *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01 |           |           |

Источник: составлено авторами.

Можно сделать следующие выводы:

1) значимы отклики следующих регрессоров: изменение основных фондов, изменение доли среднегодовой численности населения в возрастных группах 16–24, 25–39, 65–100. Отклики остальных регрессоров незначимы;

2) наибольший значимый отклик получается при увеличении темпа прироста доли среднегодовой численности населения в возрасте 25–39 лет на 1%, темп прироста ВРП на единицу среднегодового населения с учетом величины прожиточного минимума увеличивается на 19.39% (при прочих неизменных и с учетом пространственных зависимостей);

3) отметим, что, хотя коэффициент при возрастной группе 40–55 в модели и значим, общий отклик для этой переменной незначим.

## Заключение

Результаты построенных эконометрических моделей указывают на то, что возрастная структура населения значимо влияет на экономическое развитие регионов России. Также ожидаемо положительными и значимыми оказались отклики переменной изменение основных фондов.

Сопоставление полученных результатов с результатами предшествующих работ по схожей проблематике осложняется рядом факторов, среди которых: выделение авторами разных возрастных групп, использование разных моделей, а также особенности конкретных стран. Тем не менее, хочется обратить внимание, что если по Германии наибольшее положительное влияние показывает возрастная группа 45–54 лет (Brunow, Hirte, 2009), а по Шри-Ланке (Bengtsson, 2018)

значимой переменной возрастной структуры оказалась группа 25–49 лет, то в России основной отклик на экономический рост берут на себя более молодые группы 16–24 и 25–39. Их вклад оказался самым большим, положительным и значимым. Значительная разница с Германией, по всей видимости, объясняется большей долей в ней высокотехнологичного производства, которое требует более опытных специалистов, и существенно большей неоднородностью регионов России, что влечет молодое поколение в более развитые регионы.

Отметим, что значимость самой старшей группы для России в определенном смысле подтверждает вывод Преттнера (Prettner, 2013) о том, что старшее поколение положительно воздействует на экономический рост благодаря своим сбережениям. Нельзя также не отметить, что значительная доля людей пожилого возраста в России продолжает работать, причем многие из них являются высококвалифицированными и уникальными специалистами, получившими образование и опыт еще до распада СССР.

Подводя итог, хочется сказать, что на основе полученных закономерностей, зная прогноз возрастной структуры региона, можно попытаться предсказать динамику его экономического развития.

## Литература / References

- Барина В.А., Дробышевский С.М., Еремкин В.А. и др. (2015). Типология регионов России для целей региональной политики // *Российское предпринимательство* **16**(23): 4199–4204. [Barinova V.A., Drobyshevskiy S.M., Eremkin V.A., Zemtsov S.P., Sorokina A.V. (2015). Russian regions' typologization for the purposes of regional economies. *Russian entrepreneurship* **16**(23): 4199–4204. (in Russian).] DOI: 10.18334/tp.16.23.2161
- Виноградова Н.А. (2016). Интегральный индекс развития регионов // *Региональная экономика: теория и практика* (2): 68–83. [Vinogradova N.A. (2016). Integral index of region's development. *Regional economy: theory and practice* (2): 68–83 (in Russian).]
- Демидова О.А. (2014). Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере Восточной и Западной части России) // *Прикладная эконометрика* **2**(34): 19–35. [Demidova O.A. (2014). Space-autoregression model for two groups of correlated regions (based on the example of the eastern and western parts of Russia). *Applied Econometrics* **34**(2): 19–35 (in Russian).]
- Казбекова З.Г. (2018). Влияние демографического дивиденда на экономический рост // *Население и экономика* **2**(4): 85–135. [Kazbekova Z. (2018). Impact of the demographic dividend on economic growth. *Population and Economics* **2**(4): 85–135 (in Russian).] DOI: 10.3897/popreson.2.e36061
- Кваша Е.А., Харьковская Т.Л. (2013а). Изъяны и волны российской возрастнo-половой пирамиды // *Демоскоп Weekly: сетевой журнал* (549–550) (<http://www.demoscope.ru/weekly/2013/0549/tema01.php> – дата обращения: 15.08.2020). [Kvasha E.A., Kharkovskaya T.L. (2013a). Defects and waves of Russian age-gender pyramid. *E-journal. Demoscope Weekly*, 549–550 (<http://www.demoscope.ru/weekly/2013/0549/tema01.php> – accessed on August 15 2020) (in Russian).]
- Кваша Е.А., Харьковская Т.Л. (2013б). Региональные особенности возрастнoго состава населения // *Демоскоп Weekly: сетевой журнал* (549–550) (<http://www.demoscope.ru/weekly/2013/0549/tema01.php> – дата обращения: 15.08.2020). [Kvasha E.A., Kharkovskaya T.L. (2013b). Regional features of population's age structure. *E-journal. Demoscope Weekly*, 549–550 (<http://www.demoscope.ru/weekly/2013/0549/tema05.php> – accessed on August 15 2020) (in Russian).]
- Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А. (2007). *Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах*. М.: ИЭПП. [Lugovoy O., Dashkeyev V., Mazayev I., Fomchenko D., Polyakov E. (2007). *Analysis of Economic Growth in Regions: Geographical and Institutional Aspect*. Moscow: Institute for the Economy in Transition Publ. (in Russian).]
- Малкина М.Ю. (2020). Оценка устойчивости развития региональных экономик на основе расстояний Махаланобиса // *Terra Economicus* **18**(3), 140–159. [Malkina M.Y. (2020).

- Assessment of resilient development of the regional economies based on Mahalanobis distances. *Terra Economicus*, **18**(3), 140–159 (in Russian).] DOI: 10.18522/2073-6606-2020-18-3-140-159
- Мкртчян Н.В. (2014). О влиянии миграции на возрастной состав населения регионов, городов и районов России // *Научные труды: ИНИП РАН* (12): 381–396. [Mkrтчyan N.V. (2014). About migration's influence on age structure on regions, cities and districts of Russia. *Scientific papers: Institute of Economic Forecasting RAS* (12): 381–396 (in Russian).]
- Andersson B. (2001). Scandinavian Evidence on Growth and Age Structure. *Regional Studies* **35**(5): 377–390. DOI: 10.1080/00343400120058398
- Arrow K.J. (1962). The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies* **29**(3): 153–173. DOI: 10.2307/2295952
- Baltagi B.H., Song S.H., Jung B.C., Koh W. (2007). Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data. *Journal of Econometrics* **140**(1): 5–51. DOI: 10.1016/j.jeconom.2006.09.001
- Bengtsson M. (2018). Age structure and economic growth – The case of Sri Lanka (<http://lup.lub.lu.se/student-papers/record/8938670> – дата обращения: 15.08.2020)
- Bloom D.E., Williamson J.G. (1997). Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia. *The World Bank Economic Review* **12**(3): 419–455. DOI: <https://doi.org/10.3386/w6268>
- Bloom D.E., Finlay J. (2009). Demographic Change and Economic Growth in Asia. *Asian Economic Policy Review* **4**(1): 45–64. DOI: 10.1111/j.1748-3131.2009.01106.x
- Breuninger M., Niebuhr A. (2008). Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU. *Schmollers Jahrbuch* **128**(3): 329–349.
- Brunow S., Hirte G. (2009). Regional Age Structure and Economic Growth: An Econometric Study for German Region. *Dresden Discussion Paper Series in Economics* 04/09: 1–32. DOI: 10.2139/ssrn.1406925
- Crihfield J.B., Panggabean M.P.H. (1995a). Growth and Convergence in U.S. Cities. *Journal of Urban Economics* **38**(2): 138–165. DOI: 10.1006/juec.1995.1026
- Crihfield J.B., Panggabean M.P.H. (1995b). Is public infrastructure productive? A metropolitan perspective using new capital stock estimates. *Regional Science and Urban Economics* **25**(5): 607–630. DOI: 10.1016/0166-0462(95)02087-B
- Jacobs J. (1969). *The Economy of Cities*. New York: Random House. DOI: 10.1002/ncr.4100580916
- Lindh T., Malmberg B. (1999). Age structure Effects and Growth in OECD, 1950–1990. *Journal of Population Economics* **12**(3), 431–449. DOI: 10.1007/s001480050107
- Malmberg B. (1994). Age structure effects on economic growth – Swedish evidence. *Scandinavian Economic History Review* **42**(3): 279–295. DOI: 10.1080/03585522.1994.10415889
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* **107**(2): 407–437. DOI: 10.2307/2118477
- Marshall A. (1920). *Principles of Economics*. London: Macmillan and Co.
- Millo G. (2017). A simple randomization test for spatial correlation in the presence of common factors and serial correlation. *Regional Science and Urban Economics* **66**: 28–38. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2017.05.004
- Nagarajan R., Teixeira A., Silva S. (2013). *The Impact of Population Ageing on Economic Growth: An In-depth Bibliometric Analysis*. FEP Working Papers № 505, p. 31.
- Prettner K. (2013). Population aging and endogenous economic growth. *Journal of Population Economics* **26**(2): 811–834. DOI: 10.1007/s00148-012-0441-9
- Romer P. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy* **94**(5): 1002–1037. DOI: 10.1086/261420
- Solow R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* **70**(1): 65–94. DOI: 10.2307/1884513