



Munich Personal RePEc Archive

Relationship between economic development and the population age structure of Russian Federation regions

Alexey, Kurbatskiy and Nikita, Artamonov and Timur, Khalimov

Lomonosov Moscow State University, MGIMO University

1 August 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/105273/>
MPRA Paper No. 105273, posted 12 Jan 2021 15:01 UTC

Артамонов Никита Вячеславович, Курбацкий Алексей Николаевич, Халимов
Тимур Маратович¹

Взаимосвязь экономического развития и возрастной структуры населения регионов Российской Федерации

Аннотация

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. В работе проведён эконометрический анализ влияния возрастной структуры населения на экономическое развитие в российских регионах с использованием панельных данных с 2001 по 2016 год. Данные были протестированы на единичный корень (CIPS-тест) и на наличие пространственных корреляций (индексы и тест Морана, RW-тест). В качестве основной модели используется регрессия панельных данных с пространственным лагом и с пространственно автокоррелированной ошибкой (SARAR-модель), поскольку базовые диагностические тесты выявили значимость пространственных эффектов. Несмотря на то, что в модели коэффициенты для некоторых возрастных групп и значимы, их предельные отклики оказываются незначимыми вследствие пространственных зависимостей.

¹ Артамонов Никита Вячеславович (artamonov@inno.mgimo.ru), к.ф.-м.н., зав.кафедрой Математики, эконометрики и информационных технологий, МГИМО МИД России (Москва), ORCID: 0000-0002-0286-3526; Курбацкий Алексей Николаевич (akurbatskiy@gmail.com), к.ф.-м.н., доцент кафедры Эконометрики и математических методов экономики, Московская школа экономики МГУ им. М.В. Ломоносова (Москва), ORCID: 0000-0001-6478-8034; Халимов Тимур Маратович (khalimovtimur95@gmail.com), ПАО Мобильные ТелеСистемы (Москва), ORCID: 0000-0002-8825-881X.

Результаты построенных моделей позволили сделать вывод, что на экономическое развитие регионов России наибольшее положительное значимое влияние оказывает возрастная группа 25-39 лет. Оценены предельные эффекты влияния значимых групп.

Ключевые слова: демография, экономический рост, старение населения, половозрастная структура населения, ВРП.

JEL: J 1, R 11

Введение

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 большим числом признаков (возрастно-половые, социальные, уровень образования и т.п.).

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) снижение рождаемости отрицательно воздействует на экономический рост; 2) снижение смертности стимулирует экономический рост; 3) негативное влияние снижения рождаемости на экономический рост перекрывается положительным эффектом снижения смертности; 4) старение населения положительно влияет на долгосрочный экономический рост в модели Ромера» (Prettner, 2013).

По мнению Преттнера (Prettner, 2013), «как правило, пожилые люди больше экономят и поэтому у них есть больше ресурсов для инвестирования, что, в свою очередь, положительно воздействует на экономический рост».

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 данный пробел.

В нашей работе основная эмпирическая задача - это оценка влияния возрастной структуры населения в целом на экономическое развитие регионов России. Возрастная группировка населения, принятая Росстатом, выглядит следующим образом: до 1 года, 1, 2, 3, 4 года, в интервале от 5 до 85 лет население распределяется по пятилетним возрастным группам, далее следует интервал 85 лет и более. Кроме того, широко используется распределение населения по укрупненным возрастным группам: моложе трудоспособного возраста (0-15 лет для обоих полов), трудоспособного возраста (мужчины 16-59 лет, женщины 16-54 года) и старше трудоспособного возраста (мужчины – от 60 лет, женщины – от 55 лет).

В данной работе в качестве переменных, характеризующих возрастную структуру населения, были использованы доли среднегодового населения по следующим возрастным группам: 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. Используя 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 школы², был проведён регрессионный анализ панельных данных.

В статье, посвящённой аналогичному 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.

На основе полученных закономерностей можно, зная прогноз возрастной структуры региона, попытаться предсказать динамику его экономического развития.

1. Обзор исследований, посвященных взаимосвязи экономического развития и возрастной структуры населения

Существует ряд исследований, посвященных измерению влияния роста численности населения на экономику, причём 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 снижает подушевое ВВП, потому что снижается капиталовооружённость труда.

² http://demogr.nes.ru/index.php/ru/demogr_indicat/data

Однако, Блум с соавторами (Bloom, Williamson, 1997; Bloom et al., 2001), 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 влияния возрастной структуры населения на экономический рост Швеции. Автор пришел к выводу, что возрастные группы 0-19, 20-24, 25-39, а также старше 75 лет оказывают негативный эффект на темп роста ВРП на душу населения, 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.

Стоит сказать, что в исследовании возрастной структуры по Шри-Ланке (Bengtsson, 2018) приведён подробный обзор литературы. В частности, там отмечено, что “Линдх и Мальмберг в 1999 г. представили статью «Влияние возрастной структуры на экономический рост в ОЭСР» (Lindh, Malmberg, 1999), добавив возрастные группы в модель Mankiw, Romer и Weil (Mankiw et al., 1992), основанную на модели Солоу с человеческим капиталом. При помощи регрессионного анализа, они выявили, что возрастная структура оказывает сильное влияние на экономический рост, инфляцию и сбережения. Основой исследования стал межстрановой анализ с использованием пятилетних данных в период 1950-1990 гг. Население было разбито на пять возрастных групп в соответствии с классификацией теории жизненного цикла и поведением возрастных групп в экономике: 0-14 лет (дети и подростки), 15-29 лет (молодежь), 30-49 лет (основа рабочей силы), 50-64 года (лица среднего возраста), а также 65 лет и старше (пожилые). Было выявлено, что на экономический рост положительно влияют лица среднего возраста (50-64 года), а пожилые люди (старше 65 лет) – отрицательно.”

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 «Regional Age Structure and Economic Growth: An Econometric Study for German Regions» (Brunow, Hirte, 2009) авторами получена и оценена в 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, позволила 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.

Возрастная структура населения была реализована в соответствии с работой (Lindh, Malmberg, 1999). В модель были включены такие переменные, как уровень участия населения в рабочей силе и уровень безработицы, а также государственные расходы в соответствии с работами Крихфиелд и Панггабеан (Crihfield, Panggabean, 1995a, 1995b). Для того, чтобы охватить региональные внешние факторы, авторы учитывали урбанизацию и местоположение регионов.

Исследователи также учитывали отраслевые агломерационные силы и внешние факторы, предложенные (Marshall, 1920), (Arrow, 1962), (Romer, 1986), и региональное разнообразие отраслей, предложенное (Jacobs, 1969). При наличии внешних эффектов общая производительность факторов может различаться между регионами. С теоретической точки зрения внешние

эффекты могут приводить к различиям в темпах роста, тем самым регионы имеют тенденцию сходиться к различным устойчивым состояниям.

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 55 лет и старше, 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.

В работе «Age structure and economic growth – The case of Sri Lanka» (Bengtsson, 2018) исследовалось влияние возрастной структуры населения на экономический рост в Шри-Ланке. В этой стране в течение 20-го века 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) доля лиц в возрасте 15-24 лет; 9) доля лиц в возрасте 25-49 лет; 10) доля населения среднего возраста (50-64 лет); 11) возрастная доля пожилых людей (старше 65 лет).

Рост населения оказывает значительный положительный эффект на экономический уровень, 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, всё же имеет отрицательный знак, что согласуется с предыдущими исследованиями (Lindh, Malmberg, 1999). 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 достаточно большой теневой сектор. Ещё 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.

2. Анализ возрастной структуры населения России и её регионов

На возрастную структуру населения оказывают влияние как эволюционные изменения (снижение смертности и рождаемости в процессе демографического перехода), так и пертурбационные воздействия, связанные с социально-экономическими шоками, которыми история России изобиловала 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, Харькова, 2013).

В действительности же для возрастно-половой пирамиды России во второй половине XX в. были свойственны деформированные края и значительная асимметрия 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. Поскольку миграция как в России, так и в других странах, имеет выраженные возрастные особенности, она выборочно воздействует на состав населения. «В большинстве регионов России миграционный приток населения, как правило, приводит к омолаживанию его состава, в то время как миграционный отток населения способствует его ускоренному старению. Однако, есть регионы, в которых отток молодежи происходит вместе с

притоком пожилых, что приводит к ускоренному старению населения³. В случае, если приток молодежи сопровождается убылью населения старших возрастов, миграция наиболее благоприятным образом трансформирует возрастной состав, поддерживая молодую структуру населения» (Мкртчян, 2014).

«Возрастно-половой состав населения субъектов РФ имеет существенные различиями. Так, средний возраст населения в пяти регионах с преобладанием молодого населения примерно на 8,5 лет ниже, чем в пяти субъектах РФ с преобладанием пожилого населения. Различны и соотношения полов: в Ярославской области на 1000 мужчин приходится 1240 женщин, в то время как в Чукотском автономном округе на 1000 мужчин – 996 женщин» (Кваша, Харькова, 2013). Для демонстрации особенностей регионального возрастно-полового состава населения рассмотрим регионы с характерным распределением населения.

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

По рисунку 1 видно, что особенность возрастно-половой пирамиды Республики Дагестан заключается в сохранении выраженной традиционной треугольной формы пирамиды за счет высокого уровня рождаемости.

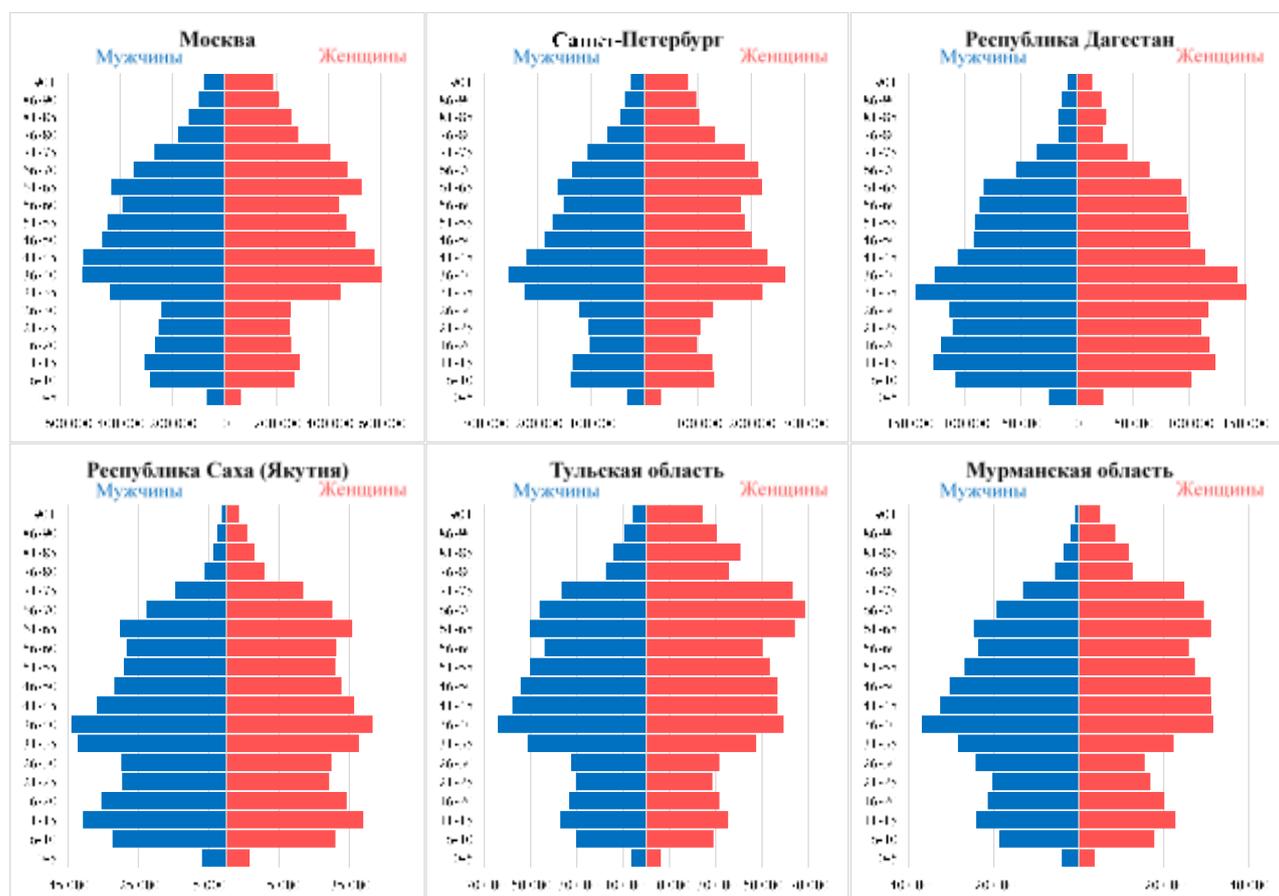
Для пирамиды Республики Саха (Якутия) характерна относительно низкая доля людей пожилого возраста, в то время как в Тульской области, наоборот, наблюдается высокая доля пожилых, в особенности, женщин.

В этом плане пирамиды г. Москвы и г. Санкт-Петербурга занимают среднее положение, но их особенности заключаются в следующем: интенсивная миграция существенно сгладила провалы в средних возрастах, свойственные для населения страны в целом, в то же время основания возрастно-половых пирамид Москвы и Санкт-Петербурга заметно уже, чем в остальных регионах.

³ Например, Рязанская и Новгородская области.

Рисунок 1. Характерные возрастно-половые пирамиды регионов России, 2018

Г.⁴

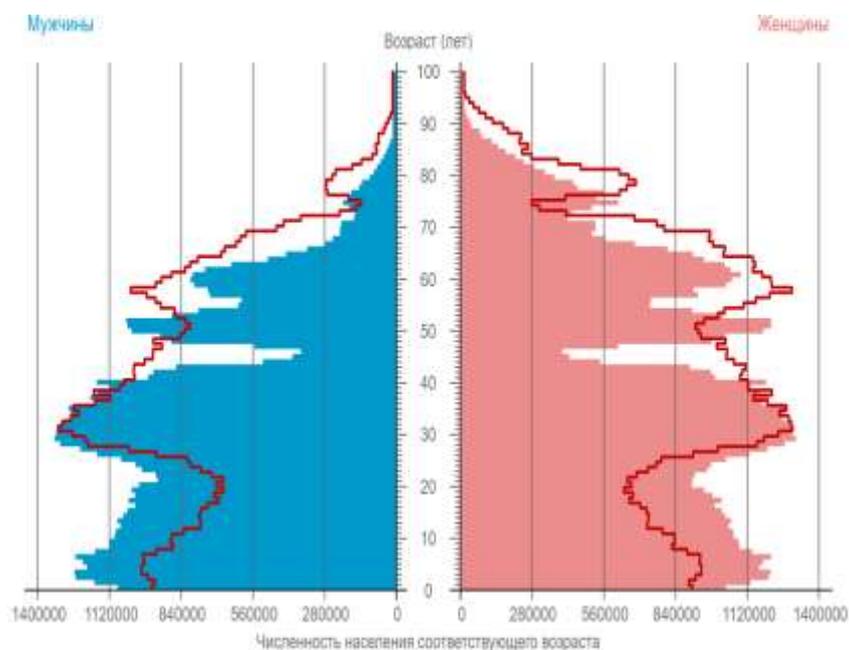


На рисунке 2 представлена половозрастная пирамида населения России на 1990 г. (закрашенные области) в сравнении с 2019 г. (отмечена контурами красного цвета).

Рисунок 2. Сравнение половозрастных пирамид населения России на 1990 и 2019 гг.⁵

⁴ Составлено авторами по данным, представленным в Российской базе данных по рождаемости и смертности Центра демографических исследований РЭШ. http://demogr.nes.ru/index.php/ru/demogr_indicat/data

⁵ <https://www.gks.ru/vpp>



На рисунке 2 видна тенденция к старению населения в результате снижения рождаемости и увеличения продолжительности жизни, то есть происходит старение и «снизу» и «сверху» (Вишневский, 2005). В большинстве развитых стран процесс старения населения наблюдается на протяжении десятилетий, в то время как развивающиеся страны столкнулись с данной тенденцией относительно недавно.

В соответствии с данными Росстата⁶, суммарный коэффициент рождаемости (среднее число рождений на одну женщину) в 2017 г. составило 1,621. Для сравнения, в 1990 г. данный коэффициент составлял 1,892. Естественная убыль населения за период с 2000 по 2017 гг. в среднем составила 420 тысяч человек в год. Таким образом, в настоящее время в России сохраняется низкий уровень рождаемости и высокий показатель смертности.

3. Эконометрическое моделирование взаимосвязи экономического развития и возрастной структуры населения регионов РФ

3.1. Используемая методика и данные

Для измерения экономического развития в региональном разрезе нами выбраны такие показатели, как: валовый региональный продукт на душу

⁶ http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/demography/#

населения (в логарифмах), а также темп прироста данного показателя. Стоимостные показатели приведены в ценах 2016 г.

При этом следует отметить, что стоимость жизни в российских регионах значительно различается, поэтому величина ВРП, приходящегося на единицу среднегодового населения, должна быть скорректирована с учетом покупательной способности в регионах. Для этих целей нами были рассчитаны аналоги ППС, представляющие собой отношение прожиточного минимума в среднем по России к региональным прожиточным минимумам. Умножив среднедушевой ВРП на полученные коэффициенты, был получен скорректированный показатель (Виноградова, 2016).

В качестве переменных, характеризующих возрастную структуру населения, были взяты доли среднегодового населения по следующим возрастным группам: 0-15, 16-24, 25-39, 40-54, 55-64, 65-100 лет. Из исследования исключены субъекты, входящие в состав других регионов России, а также Чеченская Республика, Республика Крым, г. Севастополь из-за отсутствия статистической информации по некоторым показателям. В итоге были использованы данные по 79 субъектам Российской Федерации с 2001 по 2016 гг.

Приведем мотивацию выбора спецификации модели. Сразу отметим, что часто в таких случаях рассматривается система в окрестности стационарного положения, что может не соответствовать реальности, поэтому мы не будем этого делать.

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:

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

где n_i – доля возрастной группы i , а индекс δ_i означает опыт работы.

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

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

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

После логарифмирования и переобозначения коэффициентов получаем

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

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

Особенности регионов России требуют учёта различного рода неоднородностей. В частности, важно обратить внимание на территориальный фактор, а также учесть регионы с большой долей сырьевой специализации. Также при рассмотрении абсолютных показателей возможна ложная корреляция, ведь, например, многие из показателей могут быть связаны с продолжающейся урбанизацией, поэтому будет рассмотрена и модель для приращений данных показателей. Тем не менее на вопрос о направлении причинно-следственных связей вряд ли возможно ответить однозначно.

В таблице 1 приведены используемые регрессоры. Отметим, что все показатели являются расчётными, 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
$r_{0_15}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 0-15 лет
$r_{16_24}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 16-24 лет
$r_{25_39}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 25-39 лет
$r_{40_54}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 40-54 лет
$r_{55_64}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 55-64
$r_{65_100}_{it}$	Доля среднегодовой численности населения в возрасте 65-100 лет
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)

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 % (в противном случае – 0). Данный критерий взят из классификации регионов России, предложенной в публикации Бариновой В.А. и соавторов (2015). Важно отметить, что *dumtту* инвариантна во времени.

Для учёта пространственных эффектов будем использовать нормированную граничную матрицу весов W (размера 79x79). Первоначально её элементы $w_{i,j}$ равны 1, если регионы (i, j) граничат, и 0 иначе. Далее матрица нормируется по строкам, т.ч. сумма по строке равнялась 1.

Проведём предварительное тестирование переменных на единичный корень. Будем использовать IPS-тест и CIPS-тест (с учётом кросс-корреляций). Для переменных ln_grp и ln_funds был использован тест с трендом, для возрастных групп – с константой. Результаты тестирования приведены в Таблице 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

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

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

Для выявления пространственных эффектов используем индекс Морана и тест Морана. В Таблице 4 приведены значения индекса Морана для первых разностей каждой из переменных для каждого года и Р-значения для этих индексов. Видно, что индексы Морана в большинстве ситуаций положительны и значимы.

Таблица 4. Индекс Морана и Р-значение⁷ 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***

⁷ Звёздочки означают следующее: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

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***

В Таблице 5 приведены результаты рандомизированного теста на кросс-зависимости для первых разностей переменных (Millo, 2017), который указывает на необходимость учитывать пространственные зависимости для рассматриваемых переменных.

Таблица 5. Результаты рандомизированного RW-тест на кросс-зависимости (Р-значения)

	Р-значение
D_ln_grp	0.020
D_ln_funds	0.020
D_r_0_15	0.040
D_r_16_24	0.020
D_r_25_39	0.020
D_r_40_54	0.020
D_r_55_64	0.020
D_r_65_100	0.020

3.2. Описание модели предварительное тестирование

С учётом результатов предварительного тестирования будем рассматривать регрессии для первых разностей переменных. В качестве зависимой переменной эконометрической модели будем рассматривать 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 учёта пространственных связей между переменными будем рассматривать 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

$$y_{i,t} = \lambda(Wy)_{i,t} + x'_{i,t}\beta + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} = \rho(W\varepsilon)_{i,t} + u_{i,t}, \quad u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

Таблица 6. Результаты диагностических тестов (тестовая статистика 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 C.2, df=1)	3.550	0.060
---	-------	-------

Результаты основных диагностических тестов в Таблице 6 указывают на следующее:

1. Тест Хаумана указывает на предпочтительность модели со случайными эффектами как для регрессии без пространственного лага, так и для SARAR-регрессии;
2. CD-тест Песарана указывает на необходимость учёта пространственных эффектов (корреляций) при оценивании RE- и FE-регрессий;
3. Тест Вулдриджа указывает на наличие серийной корреляции;
4. BKSJ-тест (Baltagi et al., 2007) указывает на значимость пространственных лагов и на отсутствие серийной корреляции в SARAR-модели.

3.3 Результаты оценивания

Для оценивания RE- и FE-регрессии используются стандартные подходы. С учётом результатов предварительного тестирования для значимости коэффициентов следует использовать робастные стандартные ошибки Дрисколла-Края (SCC). Результаты оценивания приведены в Таблице 7.

Таблица 7. Результаты оценивания регрессий. В скобках указана стандартные ошибки коэффициентов

Зависимая переменная	
D_ln_grp	
<i>panel</i>	<i>Panel</i>
<i>linear</i>	<i>ML</i>

	RE (SCC)	FE (SCC)	SARAR-RE	SARAR-FE
D_r_16_24	13.567*** (2.449)	13.967*** (2.480)	4.423*** (0.652)	4.528*** (0.845)
D_r_25_39	13.507*** (4.826)	13.959*** (5.091)	5.864*** (1.281)	5.431*** (1.477)
D_r_40_54	4.907 (3.450)	4.764 (4.700)	3.035** (1.436)	3.750** (1.688)
D_r_55_64	3.534 (4.358)	3.868 (6.849)	2.781 (1.728)	4.690** (2.361)
D_r_65_100	7.165 (6.177)	7.575 (8.578)	4.137*** (1.517)	5.620*** (1.991)
D_ln_funds	0.110* (0.062)	0.097 (0.070)	0.060** (0.028)	0.053* (0.029)
λ			0.698*** (0.033)	0.704*** (0.034)
ρ			-0.548*** (0.065)	-0.562*** (0.063)
Constant	0.142*** (0.027)		0.033*** (0.007)	
Observations	1185	1185	1185	1185
R ²	0.235	0.236		
F Statistic	361.272***	56.681***		

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Из результатов оценивания видно, что оценки коэффициентов существенно изменяются при явном включении в регрессию пространственных лагов. Кроме того, изменятся значимость коэффициентов.

По результатам оценивая 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. В Таблице 8 для модели SARAR-FE приведены отклики (маргинальные значения) D_{ln_grp} на каждый из регрессоров: прямой, косвенный и общий (их сумма). В Таблице 9 приведены z-статистики для откликов.

Таблица 8. Отклики для регрессии SARAR-RE (прямые, косвенные, общие)

Переменная	Прямой	Косвенный	Общий
D_r_16_24	5.258	9.366	14.624
D_r_25_39	6.972	12.418	19.390
D_r_40_54	3.609	6.428	10.037
D_r_55_64	3.307	5.890	9.197
D_r_65_100	4.918	8.760	13.679
D_ln_funds	0.071	0.127	0.199

Таблица 9. Z-статистики для откликов регрессии SARAR-RE

Переменная	Прямой	Косвенный	Общий
D_r_16_24	6.971***	4.535***	5.409***
D_r_25_39	4.713***	3.740***	4.165***
D_r_40_54	1.920*	1.742*	1.815*
D_r_55_64	1.463	1.362	1.405
D_r_65_100	2.643***	2.326**	2.460**
D_ln_funds	2.218**	2.123**	2.184**

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

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 учётом пространственных зависимостей).
3. Отметим, что, хотя коэффициент при возрастной группе 40-55 в модели и значим, общий отклик для этой переменной незначим.

3.5. Обсуждение полученных результатов

Результаты построенных эконометрических моделей позволяют сделать вывод о том, что возрастная структура населения значимо влияет на экономическое развитие регионов России.

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 эффект на экономический рост берут на себя более молодые группы 16-24 и 25-39, их вклад оказался самым большим, положительным и значимым.

4. Благодарность

Авторы выражают искреннюю 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 РФФИ: Грант № 18-010-01169 "Демографические изменения и экономический рост".

Список литературы/References

Виноградова Н.А. (2016). Интегральный индекс развития регионов // Региональная экономика: теория и практика. №2 (425). [Vinogradova N. A. (2016). Integral index of region's development. *Regional'naya ekonomika: teoriya i praktika*, No. 2 (425), pp. 68—83. (In Russian).]

Вишневский А.Г. (2005). Избранные демографические труды. Демографическая теория и демографическая история / А.Г. Вишневский. М., Наука. 2005. Т. 1. 368 с. [Vishnevskiy A. G. (2005). *Selected demographic works*. Moscow: Nauka. (In Russian).]

Дробышевский, В.А. Еремкин и др. (2015). Российское предпринимательство, Т. 16, № 23. С. 4199—4204. [Barinova V. A., Drobyshevskiy S. M., Eremkin V. A., Zemtsov S. P., Sorokina A. V. (2015). Typology of Russian regions for the purposes of regional policy. *Rossiyskoe predprinimatel'stvo*, No. 16 (23), pp. 4199—4204. (In Russian).] <https://dx.doi.org/10.18334/rp.16.23.2161>

Кваша Е.А., Харькова Т.Л. (2013). Региональные особенности возрастного состава населения. Демоскоп Weekly. № 549-550. [Kvasha E. A., Khar'kova T. L. (2013). Defects and waves of Russian age-gender pyramid. *Demoskop Weekly*, No. 549-550. (In Russian).]

Кваша Е.А., Харькова Т.Л., (2013). Изъяны и волны российской возрастно-половой пирамиды. Демоскоп Weekly. № 549-550. [Kvasha E. A., Khar'kova T. L. (2013). Regional features of population's age structure. *Demoskop Weekly*, No. 549-550. (In Russian).]

Мкртчян Н. В. (2014). О влиянии миграции на возрастной состав населения регионов, городов и районов России // Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН. № 12. С. 381—396.

- [Mkrtchyan N. V. (2014). About migration's influence on age structure on regions, cities and districts of Russia. *Nauchnye trudy: Institut narodnokhozyaystvennogo prognozirovaniya RAN*, No. 12, pp. 381—396. (In Russian).]
- Andersson B. (2001). Scandinavian Evidence on Growth and Age Structure. *Regional Studies*, Vol. 35, No. 5, pp. 377—390. <https://doi.org/10.1080/00343400120058398>
- Arrow K. J. (1962). The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, Vol. 29, No. 3, pp. 153—173. <https://doi.org/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*, Vol. 140, No. 1, pp. 5—51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.001>
- Barro R., Mankiw N. G., Sala-i-Martin X. (1995). Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 103—115.
- Bengtsson M. (2018). Age Structure and Economic Growth – The Case of Sri Lanka. Bachelor thesis. Lund University. <http://lup.lub.lu.se/student-papers/record/8938670>
- Bloom D. E., Finlay, J. (2009). Demographic Change and Economic Growth in Asia. *Asian Economic Policy Review*, Vol. 4, No. 1, pp. 45—64. <https://doi.org/10.1111/j.1748-3131.2009.01106.x>
- Bloom D. E., Williamson, J. G. (1997). Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, Vol. 12, No. 3, pp. 419—455. <https://doi.org/10.3386/w6268>
- Breuninger M., Niebuhr A. (2008). Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU. *Schmollers Jahrbuch*, Vol. 128, No. 3, pp. 329—349.
- Brunow S., Hirte G. (2006). Age structure and regional economic growth. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, Vol. 26, pp. 3—23. <https://doi.org/10.1007/s10037-005-0075-4>

- Brunow S., Hirte G. (2009). Regional Age Structure and Economic Growth: An Econometric Study for German Region. *Dresden Discussion Paper Series in Economics*, No. 04/09. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1406925>
- Crihfield J. B., Panggabean M. P. H. (1995a). Growth and Convergence in U.S. Cities. *Journal of Urban Economics*, Vol. 38, No. 2, pp. 138—165. <https://doi.org/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*, Vol. 25, No. 5, pp. 607—630. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02087-B](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02087-B)
- Jacobs J. (1969). *The Economy of Cities*. New York: Random House. <https://doi.org/10.1002/ncr.4100580916>
- Lindh T., Malmberg B. (1999). Age structure Effects and Growth in OECD, 1950-1990. *Journal of Population Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 431—449. <https://doi.org/10.1007/s001480050107>
- Malmberg B. (1994). Age structure effects on economic growth — Swedish evidence. *Scandinavian Economic History Review*, Vol. 42, No. 3, pp. 279—295. <https://doi.org/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*, Vol. 107, No. 2, pp. 407—437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Marshall A. (1920). *Principles of Economics*, Eight edition. 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*, Vol. 66, pp. 28—38. <https://doi.org/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*, No. 505.

Prettner K. (2013). Population aging and endogenous economic growth. *Journal of population economics*, Vol. 26, No. 2, pp. 811—834. <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0441-9>

Romer P. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, pp. 1002—1037. <http://dx.doi.org/10.1086/261420>

Solow R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65—94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

Age structure and economic growth in Russian regions

Nikita V. Artamonov¹, Aleksei N. Kurbatskii^{2,}, Timur M. Khalimov³*

Authors affiliation: ¹ MGIMO University (Moscow, Russia);

² Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia);

³ MobileTeleSystems PJSC (Moscow, Russia).

* Corresponding author, email: akurbatskiy@gmail.com

This paper focuses on the interconnection between the economic growth and the age structure. It is assumed that while modeling economic growth, we should take in consideration such indicators, as the ones that describe age distribution of people, which also, in some degree, explain the supply of human capital. In this paper we carried out an econometric analysis of the age structure's impact on economic development in regions of Russian Federation based on panel data from 2001 to 2016. The panel has been tested for unit root (CIPS-test) and spatial correlations (Moran's I, Moran's test, RW-test). The basic regression model in the paper is the panel linear regression with spatial lag and spatial autocorrelated error term (SARAR regression). The choice of regression model is based on the results of panel data tests. Although the coefficients for some age groups are significant in the model, their marginal responses are insignificant due to spillover effects.

As a result, it is shown, that the greatest positive effect on economic growth is from age category 25-39 years. The impacts of the significant age categories are estimated.

Keywords: demography, economic growth, aging, age structure, GRP.

JEL: J 1, R 11