

<https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2025-1-9>

УДК 330.354

JEL O470, R20, C51

А. О. Беляков ^{а)}, А. Н. Курбацкий ^{б)}, И. И. Приймак  ^{в)}

^{а)} Центральный банк Российской Федерации, г. Москва, Российская Федерация

^{а, б, в)} МГУ им. М. В. Ломоносова, г. Москва, Российская Федерация

^{а)} Национальный исследовательский технологический университет "МИСиС", г. Москва, Российская Федерация

СВЯЗЬ ДИНАМИКИ ОБЩЕЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ С ВОЗРАСТНОЙ СТРУКТУРОЙ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНОВ РОССИИ¹

Аннотация. В современном обществе старение населения становится одной из наиболее значимых демографических проблем. Большая продолжительность жизни и низкая рождаемость приводят к изменению возрастных пирамид во многих странах мира. Цель данной работы — исследовать влияние факторов, описывающих возрастную структуру населения, на темпы прироста общей факторной производительности. Предполагается проверка следующей гипотезы: подтверждение наличия положительной связи между темпами прироста общей факторной производительности (ОФП) и старением населения. Для расчета темпов прироста ОФП предложен метод, основанный на двойственном методе расчета остатка Солоу, который позволил учесть возможные искажения в распределении капитала по регионам России. Ввиду доступности данных по ВРП рассматриваются статистические данные по регионам России по 2021 г. Полученные остатки Солоу сильно разнятся по регионам. Например, для Москвы этот показатель равен 0,06 % (всего 2,5 % роста ВРП), в то время как для России среднегодовой темп прироста ОФП составляет 0,75 % (17,6 % среднегодового темпа прироста реального ВРП на душу населения). В качестве характеристик возрастной структуры рассматривались коэффициент демографической нагрузки, медианный возраст, средний возраст, коэффициент отношения среднего возраста к медианному возрасту. На основе расчетов индексов Морана ожидаемо подтвердилась значимость пространственной корреляции. Рассмотренные пространственно-эконометрические модели (модель с пространственным лагом (SLM)) показали значимое влияние возрастной структуры на темпы прироста общей факторной производительности, в частности, обнаружено, что регрессоры медианный возраст и средний возраст положительно влияют на темпы прироста общей факторной производительности. Оцененное влияние на общую факторную производительность изменений в возрастной структуре может быть применено для предсказания экономического развития регионов с учетом демографических прогнозов.

Ключевые слова: метод остатка Солоу, двойственный метод остатка Солоу, общая факторная производительность, возрастная структура населения, пространственная корреляция, модели пространственной эконометрики, регионы России

Благодарность: статья поддержана проектом 23-Ш05-16 в рамках Междисциплинарных научно-образовательных школ Московского университета.

Для цитирования: Беляков, А.О., Курбацкий, А.Н., Приймак, И. И. (2025). Связь динамики общей факторной производительности с возрастной структурой населения регионов России. *Экономика региона*, 21(1), 116-135. <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2025-1-9>

¹ © Беляков А. О., Курбацкий А. Н., Приймак И. И. Текст. 2025.

RESEARCH ARTICLE

Anton O. Belyakov ^{a)}, Aleksei N. Kurbatskii ^{b)}, Irina I. Priimak  ^{c)}

^{a)} Bank of Russia, Moscow, Russian Federation

^{a, b, c)} Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russian Federation

^{a)} National University of Science and Technology MISIS, Moscow, Russian Federation

The Relationship between the Dynamics of Total Factor Productivity and the Age Structure in Russian Regions

Abstract. In modern society, population aging has become one of the most pressing demographic challenges. Increasing life expectancy and low fertility rates are reshaping age pyramids across many countries. This article examines how factors describing the age structure of the population influence the growth rate of total factor productivity (TFP). The study tests the hypothesis that population aging has a positive relationship with TFP growth. To calculate TFP growth, the study employs an approach based on the dual method of estimating the Solow residual, which accounts for potential distortions in the regional distribution of capital in Russia. Due to data availability, the analysis considers statistical data for Russian regions up to 2021. The calculated Solow residuals vary significantly across regions. For example, in Moscow, the Solow residual is 0.06 % (just 2.5 % of GRP growth), whereas Russia's average annual GRP growth rate is 0.75 % (17.6 % of the average annual growth rate of real GRP per capita). The study examines several indicators of age structure, including the dependency ratio, median age, mean age, and the ratio of mean to median age. Moran's index calculations confirm the expected significance of spatial correlation. Spatial econometric models, specifically the spatial lag model (SLM), reveal that age structure factors significantly influence TFP growth. The results show that both median and mean age positively impact TFP growth. The estimated effects of changes in age structure on TFP can be used to forecast regional economic development while considering demographic trends.

Keywords: Solow residual method, dual measure of the Solow residual, total factor productivity, age structure of the population, spatial correlation, models of spatial econometrics, regions of Russia

Acknowledgments: The study was supported under project 23-SH05-16 of Moscow State University's Interdisciplinary Scientific and Educational Schools.

For citation: Belyakov, A.O., Kurbatskii, A.N., & Priimak, I. I. (2025). The Relationship between the Dynamics of Total Factor Productivity and the Age Structure in Russian Regions. *Ekonomika regiona / Economy of regions*, 21(1), 116-135. <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2025-1-9>

Введение

Изучение влияния характеристик возрастной структуры на темпы прироста общей факторной производительности является актуальной темой современной теории экономического роста. Например, в работе (Bloom & Williamson, 1998) было показано, что сдвиги возрастной структуры населения обуславливают примерно одну треть экономического роста, достигнутого в странах Восточной Азии в период с 1965 по 1990 г. Представляется логичным предположить, что возрастная структура населения влияет на экономический рост через составляющую экономического роста, не объясняемую ростом капитала и труда, т. е. через темпы прироста общей факторной производительности, или остаток Солоу. Разные способы его расчета применялись в работах (Young, 1995) и (Hsieh, 2002). Для России остатки Солоу считались, например, в работе (Коршунов, Райнхардт, 2017). В литера-

туре также изучается зависимость темпов роста производительности труда от возрастной структуры населения, в том числе для регионов России (Артамонов и др., 2021). В данном исследовании изучается, как темп прироста общей факторной производительности (остаток Солоу) связан с изменением возрастной структуры населения в регионах России. Несмотря на то, что ввиду доступности данных по ВРП на момент исследования рассматриваются статистические данные по регионам России по 2021 г., найденные зависимости предполагаются фундаментальными и актуальными при отсутствии сильных шоков.

Изменения в возрастной структуре населения оказывают влияние на экономический рост. Страны с молодой возрастной структурой могут испытывать экономический рост благодаря более мобильной и готовой к новым профессиям молодежи. Однако люди старшего возраста также играют важную роль в эконо-

мическом росте благодаря своим накоплениям и активам. Если происходит сокращение числа молодых людей и рост числа пожилых людей, это может привести к изменению в общей производительности, что прямо влияет на экономический рост. Возрастная структура населения также имеет значение для реализации социальных программ, таких как системы социальной защиты, образования и здравоохранения. Устойчивость экономики и общества в целом зависит от грамотного решения вопросов, связанных с возрастной структурой населения (Широв, 2022).

В литературе отмечается, что некоторые страны достигли быстрого экономического роста благодаря демографическому переходу от высоких показателей смертности и рождаемости к низким и увеличению продолжительности жизни (Bloom & Williamson, 1998). Ряд исследований подчеркивают положительное влияние численности населения трудоспособного возраста на экономический рост (Ahmad & Khan, 2018; Aiyar & Mody, 2013; Bloom & Williamson, 1998; Iqbal et al., 2015). Также была выявлена отрицательная взаимосвязь роста ВВП на душу населения с коэффициентами демографической нагрузки (отдельно детьми и отдельно пожилыми), однако эта взаимосвязь оказывалась положительной в случае общего вклада демографической нагрузки (Choudhry & Elhorst, 2010). Для регионов России проводилось исследование влияния первого демографического дивиденда (вклад роста доли населения трудоспособного возраста в рост выпуска) на экономический рост, по полученным оценкам этот вклад обеспечил около 13 % роста реального ВВП на душу населения для регионов России с 1997 по 2015 г. (Казбекова, 2018). Также изучалось влияние первого демографического дивиденда на экономический рост с учетом человеческого капитала в регионах России (Калабихина, Казбекова, 2022). В литературе изучается зависимость темпов роста производительности труда от возрастной структуры населения, отмечается значимое положительное влияние молодых возрастных групп на экономический рост для регионов России (Артамонов и др., 2021).

Стоит отметить, что в литературе в качестве переменных возрастной структуры используются доли численности населения в различных возрастных группах. В данной работе предлагается рассматривать не отдельные возрастные группы, а такие характеристики распределения населения по возрастам, как медианный возраст и средний возраст. Дополнительно

проверяется значимость влияния их отношения на темпы прироста общей факторной производительности. В качестве еще одного фактора возрастной структуры, исходя из изученной литературы (Choudhry & Elhorst, 2010), выбран коэффициент демографической нагрузки. Помимо переменных, касающихся возрастной структуры, необходимо также учитывать иные объясняющие переменные. В литературе добавляются показатели человеческого капитала, например, количество лет обучения школьного образования (Bloom et al., 1998), численность студентов, обучающихся по программам бакалавриата, специалитета, магистратуры на 10 000 человек населения (Казбекова, 2018), число организаций, выполнявших научные исследования и разработки (Казбекова, 2018); переменных здравоохранения, таких как ожидаемая продолжительность жизни (Казбекова, 2018; Ahmad & Khan, 2018; Bloom & Williamson, 1998; Bloom et al., 1998; Iqbal et al., 2015), коэффициент младенческой смертности (Barro R. & Sala-i-Martin, 2004); открытость торговли и качество институтов (Bloom et al., 1998) и другие показатели.

В последние годы Россия столкнулась с серьезным демографическим вызовом — сокращением численности трудоспособного населения и одновременным ростом пожилого населения. Этот вызов имеет долгосрочный характер и зависит от половозрастной структуры населения (Широв, 2022). В соответствии с международными стандартами население считается старым, если доля людей в возрасте 65 лет и старше составляет более 7 % от общего числа населения. По данным Федеральной службы государственной статистики, на начало 2022 г. доля людей старше трудоспособного возраста составила около 24 % от общей численности населения. В то же время, доля людей трудоспособного возраста в России снизилась с 61,6 % до 57,18 % за период с 2010 по 2022 г.¹ (рис. 1).

Тенденция к старению населения может привести к различным экономическим и социальным последствиям, таким как увеличение социальных расходов на обеспечение людей пенсионного возраста, сокращение числа трудоспособного населения и увеличение нагрузки на систему здравоохранения. Однако стоит отметить, что население старше трудоспособного возраста является немаловажным рынком для многих отраслей экономики, та-

¹ Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. Демография. <https://rosstat.gov.ru/folder/12781> (дата обращения: 15.02.24).

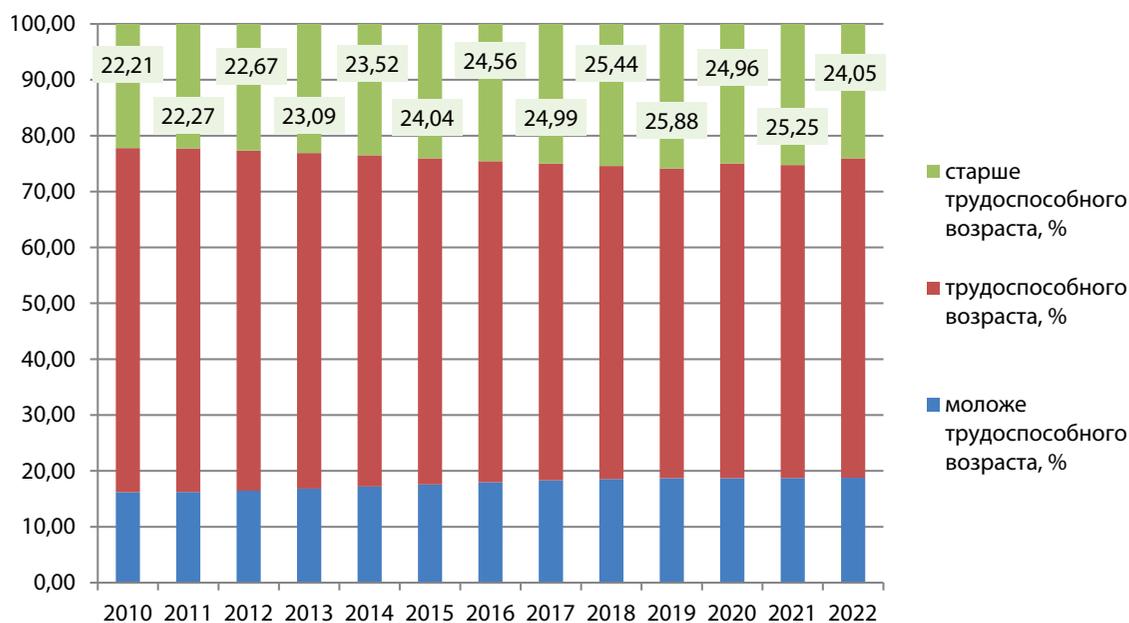


Рис. 1. Распределение населения России по основным возрастным группам за период с 2010 по 2022 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/folder/12781> (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 1 Distribution of Russia's population by main age groups from 2010 to 2022 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. <https://rosstat.gov.ru/folder/12781> (accessed 15.02.24))

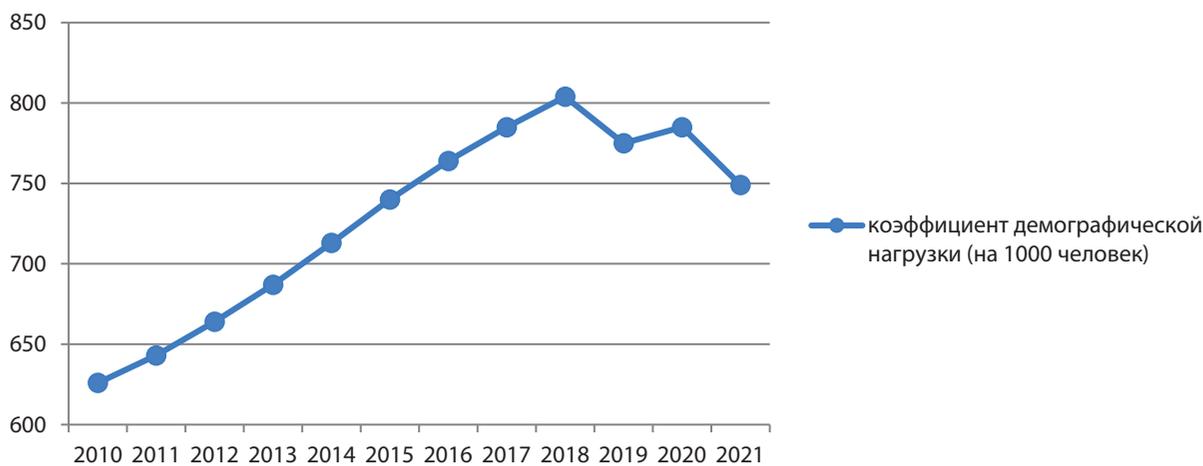


Рис. 2. Показатель демографической нагрузки по России с 2010 по 2021 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 2 Dependency ratio in Russia from 2010 to 2021 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (accessed 15.02.24))

ких как здравоохранение и туризм. Кроме того, наличие работающих опытных и квалифицированных кадров в этой возрастной группе может положительно влиять на общую эффективность рабочей силы.

Показатель демографической нагрузки для России увеличился с 626 до 749 человек нетрудоспособного возраста на 1000 лиц трудоспособного возраста с 2010 по 2021 г., что можно увидеть на рисунке 2. Сложившаяся ситуация представляет вызов для россий-

ской экономики, что повлечет за собой изменения в перераспределительной пенсионной системе. Считается, что для смягчения демографической нагрузки и поддержания уровня жизни населения важен рост производительности труда, т. к. недостаточная производительность может стать препятствием для экономического развития (Широв, 2022).

Динамику изменения коэффициента демографической нагрузки в регионах России с 2010 по 2020 г. можно увидеть на рисунках 3 и 4.

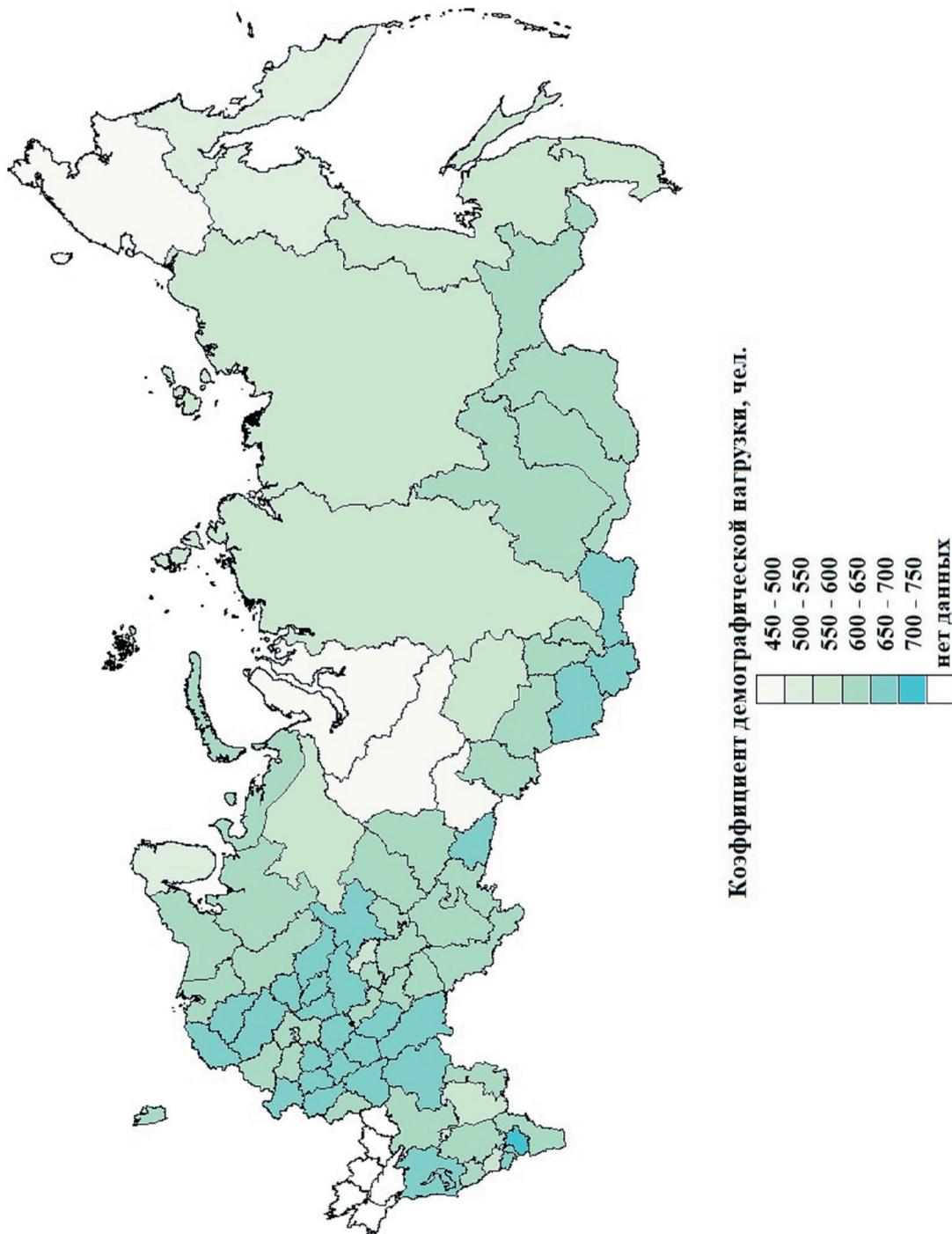


Рис. 3. Коэффициент демографической нагрузки в регионах России в 2010 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 3 Dependency ratio across Russian regions in 2010 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. Regions of Russia: Socio-Economic Indicators. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (accessed 15.02.24))

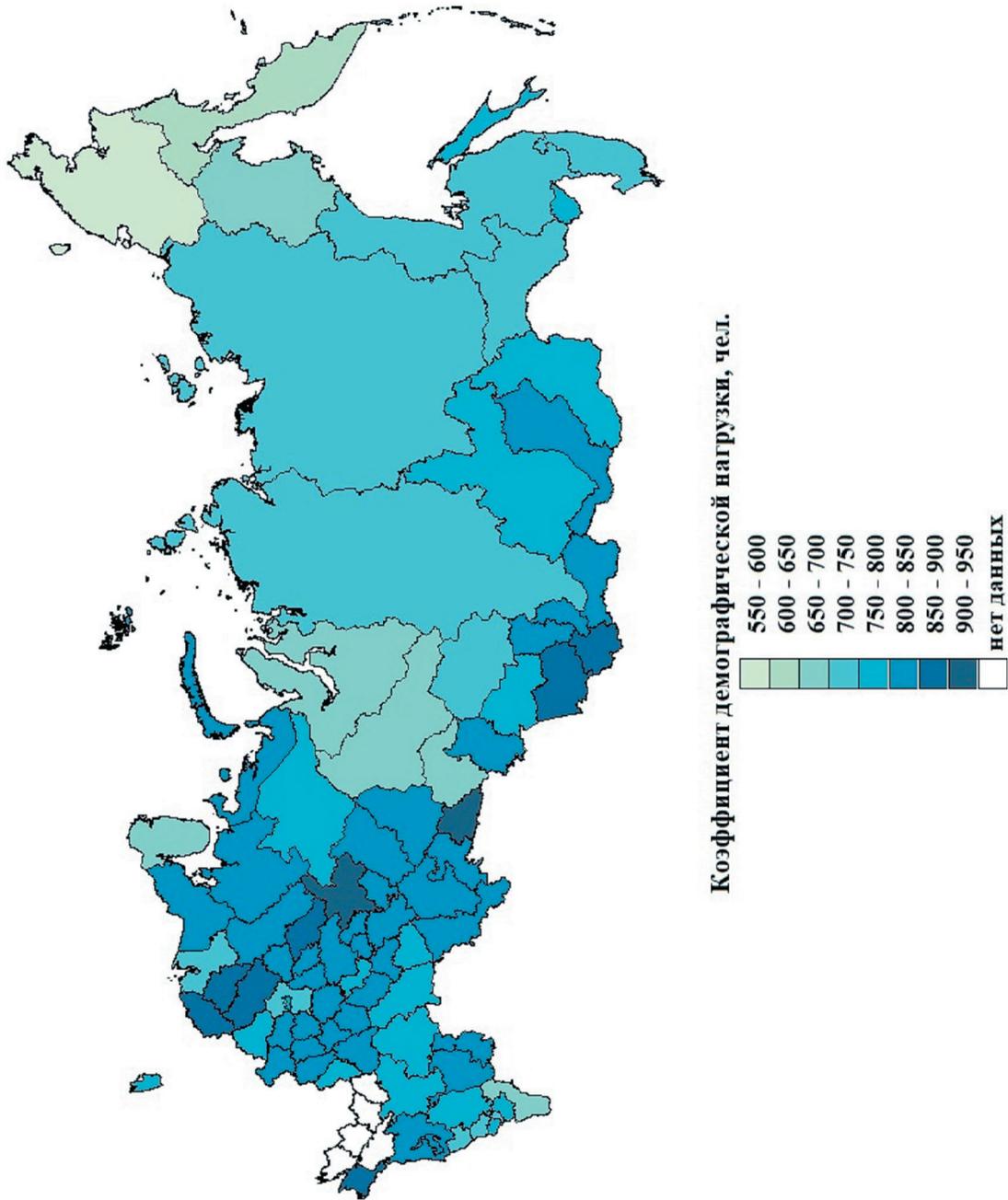


Рис. 4. Коэффициент демографической нагрузки в регионах России в 2020 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 4 Dependency ratio across Russian regions in 2020 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. Regions of Russia: Socio-Economic Indicators. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (accessed 15.02.24))

Как показано на рисунках 3 и 4, в 2020 г. произошло значительное повышение коэффициента демографической нагрузки по сравнению с 2010 г. в большинстве субъектов Российской Федерации, что свидетельствует о происходящих демографических изменениях, таких как старение населения и снижение доли трудоспособного населения. Динамика коэффициента демографической нагрузки в различных регионах имеет свои особенности. К примеру, для регионов Центрального ФО характерен наиболее заметный рост показателя, регионы Северо-Западного ФО демонстрируют сравнительно высокий уровень демографической нагрузки, который, однако, растет медленнее, чем в других округах. Регионы Сибирского и Дальневосточного федеральных округов отличаются более низким уровнем демографической нагрузки в 2010 г., однако в 2020 г. наблюдается существенный рост показателя.

Медианный и средний возраст также имеют тенденцию к увеличению, что отражает положительную динамику старения населения. Примечательно, что коэффициент отношения среднего возраста к медианному возрасту приближается к единице, т. е. медианный и средний возраст имеют тенденцию к сближению. Для демонстрации данного эффекта рассмотрим указанные показатели в целом по России (рис. 5). Средний возраст увеличился с 38,85 лет до 40,31 лет, медианный — с 37,85 лет до 40,01 лет.

На рисунках 6 и 7 представлен медианный возраст в регионах России в 2010 и 2020 гг. соответственно.

На основе полученных данных (рис. 6, рис. 7) можно выделить несколько тенденций, касающихся изменений медианного возраста населения в различных регионах России. В большинстве регионов наблюдается заметный рост медианного возраста, например, в Амурской области увеличение на 3,35 года (с 34,72 до 38,07), в Республике Дагестан — на 3,25 года (с 28,25 до 31,50), в Республике Ингушетия — на 3,29 года (с 26,63 до 29,92). Следует отметить, что в регионах Центрального и Северо-Западного ФО наиболее заметны признаки старения населения — медианный возраст в большинстве регионов составляет более 40 лет, однако миграция молодежи из других регионов и высокое качество жизни, в том числе доступ к медицине и образованию, способствуют снижению темпов старения населения. Например, небольшие изменения медианного возраста в Москве (увеличение на 1,09 года) и Воронежской области (увеличение на 0,81 года) указывают на более сбалансированный возрастной профиль. Чеченская Республика и Республика Тыва, оставаясь одними из самых молодых регионов, демонстрируют увеличение медианного возраста с 24 до 26,26 года и с 26,43 до 28,37 года соответственно. Таким образом, изменения медианного возраста показывают общую тенденцию старения на-

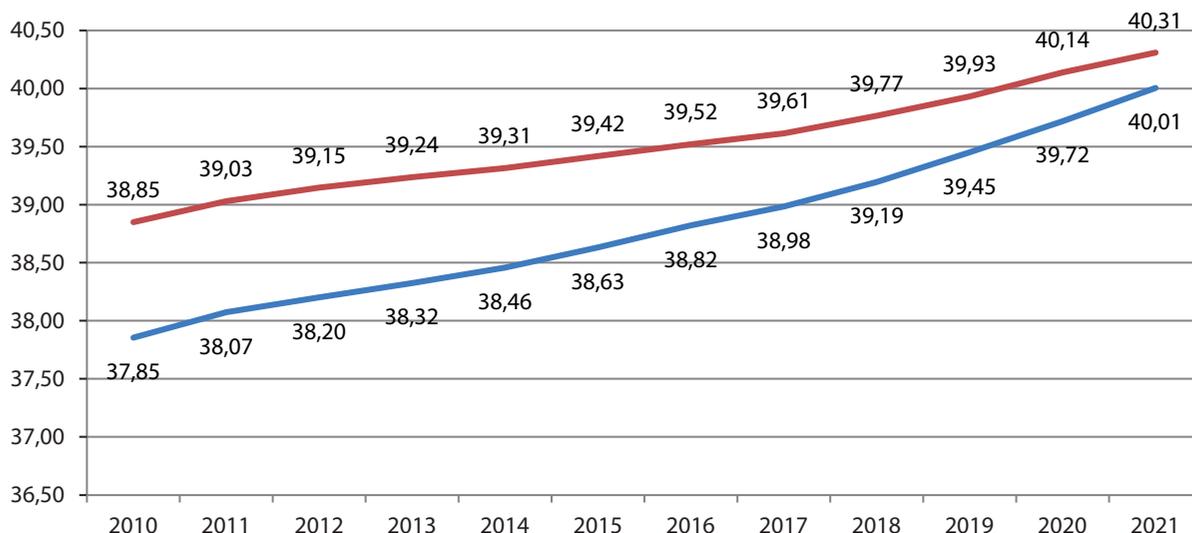


Рис. 5. Медианный и средний возраст населения РФ с 2010 по 2021 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>. Демоскоп Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_y.php?year=2011®ion=2 (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 5 Median and average age of Russia's population from 2010 to 2021 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>, and Demoscope Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_y.php?year=2011®ion=2 (accessed 15.02.24))

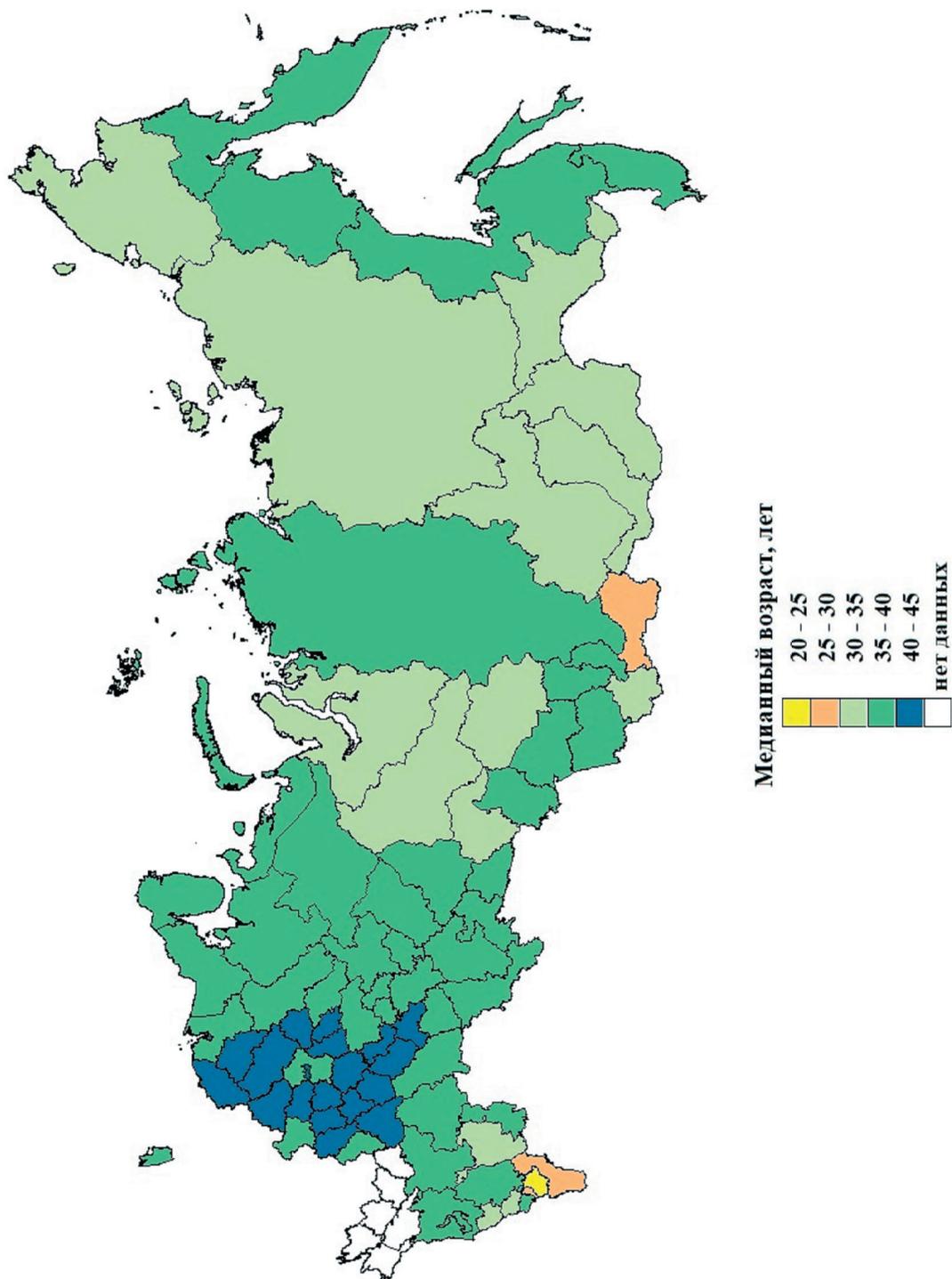


Рис. 6. Медианный возраст в регионах России в 2010 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>, Демоскоп Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_u.php?year=2011®ion=2 (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 6 Median age across Russian regions in 2010 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>, and Demoscope Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_u.php?year=2011®ion=2, accessed 15.02.24)

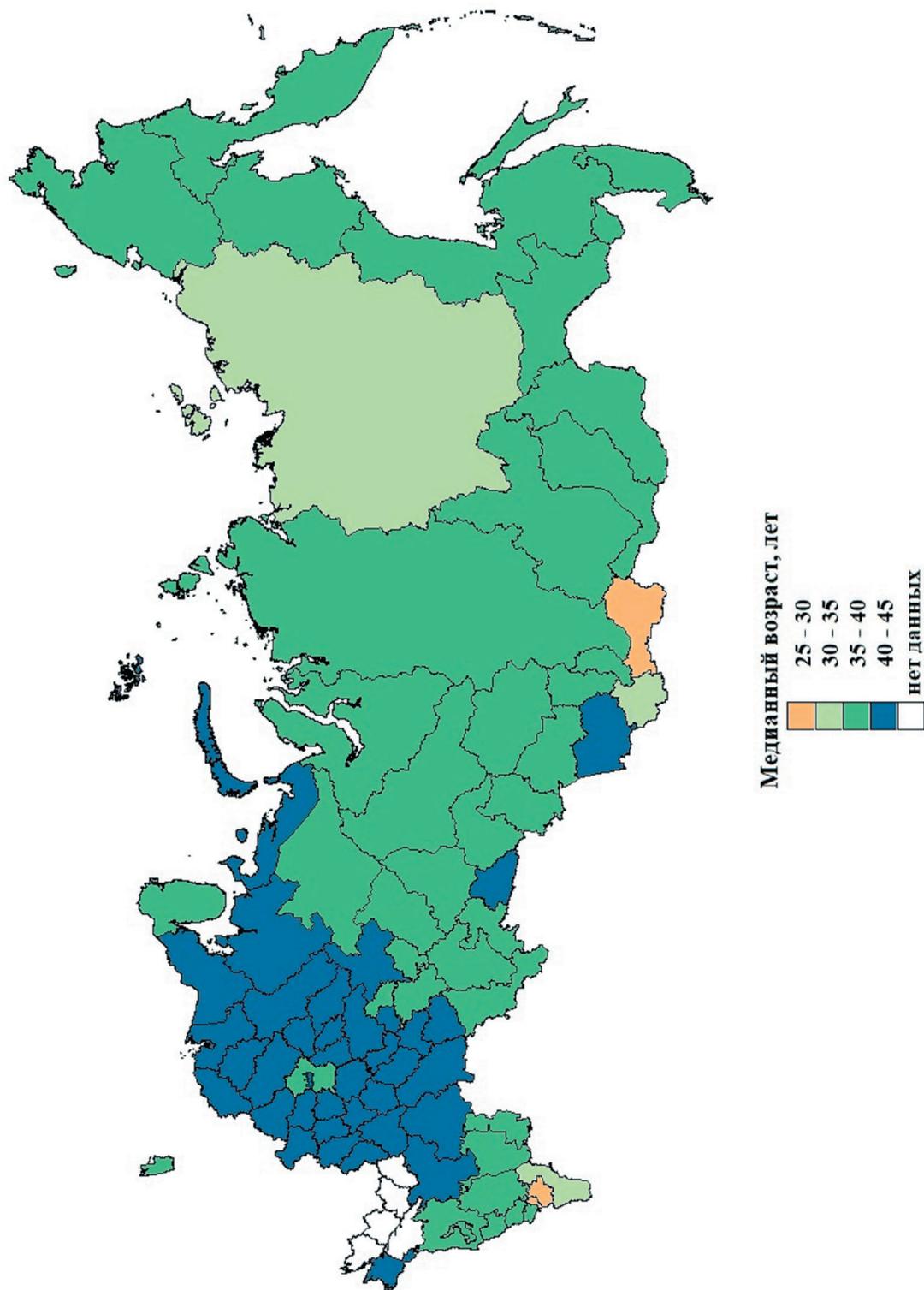


Рис. 7. Медианный возраст в регионах России в 2020 г. (источник: разработано авторами по данным Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>, Демоскоп Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_year=2011®ion=2 (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 7 Median age across Russian regions in 2020 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>, and Demoscope Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_year=2011®ion=2, accessed 15.02.24)

селения в регионах России, однако уровень и динамика этого процесса значительно различаются.

Теория

1. Расчет остатка Солоу

Рассмотрим неоклассическую производственную функцию Кобба-Дугласа с техническим прогрессом, нейтральным по Хиксу:

$$Y = BK^{\alpha}L^{1-\alpha}, \quad (1)$$

где Y — реальный выпуск (или ВРП региона), B — общая факторная производительность, K — капитал, L — труд, α — постоянный коэффициент эластичности выпуска по капиталу, а $(1 - \alpha)$ — по труду. Тогда темп прироста общей факторной производительности (остаток Солоу) можно рассчитать по формуле:

$$\frac{\dot{B}}{B} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{L}}{L} - \alpha \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \right), \quad (2)$$

где $\frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{L}}{L}$ — темп прироста средней производительности труда $\frac{Y}{L}$, а $\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L}$ — темп прироста капиталовооруженности труда $\frac{K}{L}$, т. е.

остаток Солоу отражает часть роста выпуска (средней производительности труда), которая объясняется не ростом труда и капитала (капиталовооруженности труда), а их совокупной производительностью, в том числе за счет научно-технического прогресса.

Для расчета коэффициента эластичности выпуска по капиталу α можно воспользоваться уравнениями равновесия на рынках капитала или труда в условиях совершенной конкуренции, когда предельные производительности факторов производства равны их рыночным ценам и, следовательно, доли оплаты факторов производства в выпуске равны его эластичностям по соответствующим факторам. Для функции Кобба-Дугласа (1) из условия равновесия на рынке капитала получаем:

$$\alpha = \frac{RK}{Y}, \quad (3)$$

где R — реальная арендная ставка капитала, и из равновесия на рынке труда;

$$1 - \alpha = \frac{wL}{Y}, \quad (4)$$

где w — реальная заработная плата.

2. Двойственный метод расчета остатка Солоу

В методе расчета остатка Солоу используются статистические данные для оценки капитала, однако значительная часть инвестиций может маскировать вывод средств, завышая прирост капитала в сравнении с его фактическим значением. Трудности измерения капитала также отмечали такие исследователи, как (Коршунов, Райнхардт, 2017), (Burda & Severgnini, 2014). Чтобы избежать использования данных о динамике капитала, был предложен косвенный метод оценки динамики капиталовооруженности из условий (3) и (4):

$$\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{R}}{R}. \quad (5)$$

Но для этого нужно знать оценки темпов прироста ставки заработной платы и, что наиболее проблематично, арендной ставки капитала.

В данной работе мы предполагаем, что ввиду мобильности капитала внутри страны темп прироста реальной арендной ставки R одинаков для всех регионов. Тогда, исходя из (3), темпы прироста средней производительности

капитала $\frac{Y}{K}$ всей страны и каждого региона

должны быть одинаковы и равняться темпу прироста реальной арендной ставки:

$$\frac{\dot{R}}{R} = \frac{\dot{Y}_i}{Y_i} - \frac{\dot{K}_i}{K_i} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{K}}{K}, \quad (6)$$

где $\frac{\dot{Y}}{Y}$ и $\frac{\dot{K}}{K}$ — темпы прироста выпуска и капитала всей страны соответственно, $\frac{\dot{Y}_i}{Y_i}$ и $\frac{\dot{K}_i}{K_i}$ —

соответственно темп прироста ВРП и капитала в регионе i .

Доверяя статистическим данным о темпах роста капитала во всей России, для регионов будем использовать оценку темпов прироста капитала через темп прироста его реальной арендной ставки. Из (6) получаем, что темп прироста капитала в регионе равен темпу прироста капитала всей страны с поправкой на отличие темпов прироста ВРП от выпуска всей страны (суммы всех ВРП):

$$\frac{\dot{K}_i}{K_i} = \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\dot{Y}_i}{Y_i} - \frac{\dot{Y}}{Y}. \quad (7)$$

Выражение (2) для остатка Солоу в регионе i можно записать с учётом (7) как взвешенное среднее между темпами приростов средней производительности труда в регионе и средней производительности капитала всей страны:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{B}_i}{B_i} &= \left(\frac{\dot{Y}_i}{Y_i} - \frac{\dot{L}_i}{L_i} \right) - \alpha_i \left(\frac{\dot{K}}{K} + \frac{\dot{Y}_i}{Y_i} - \frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{L}_i}{L_i} \right) = \\ &= (1 - \alpha_i) \left(\frac{\dot{Y}_i}{Y_i} - \frac{\dot{L}_i}{L_i} \right) + \alpha_i \left(\frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{\dot{K}}{K} \right). \end{aligned} \quad (8)$$

Для расчета коэффициента эластичности выпуска по капиталу в регионе i будем пользоваться формулой (4), исходя из которой:

$$\alpha_i = 1 - \frac{W_i L_i}{Y_i^n}, \quad (9)$$

где Y_i^n — номинальный ВРП, а W_i — номинальная средняя заработная плата в регионе i . Считая, что эластичности выпуска по капиталу в регионах постоянны по времени, оцениваем их как средние по времени выражения в (9).

В качестве оценки темпов прироста капитала в России был использован показатель остаточной стоимости основных фондов за вычетом амортизации. Для такого фактора производства, как труд, были взяты данные среднегодовой численности занятого населения. Также использовались данные по ВРП и среднемесячной номинальной заработной плате работников. Данные были получены с помощью Федерального сайта государственной статистики о социально-экономических показателях регионов России¹. Ввиду того, что статистические данные представлены в номинальном выражении и дискретном времени, запишем аппроксимацию формулы (8) с учетом инфляции:

$$\begin{aligned} \ln \frac{B_i(t+1)}{B_i(t)} &= (1 - \alpha_i) \left(\ln \frac{Y_i^n(t+1)}{Y_i^n(t)} - \pi_i - \ln \frac{L_i(t+1)}{L_i(t)} \right) + \\ &+ \alpha_i \left(\ln \frac{Y^n(t+1)}{Y^n(t)} - \ln \frac{K^n(t+1)}{K^n(t)} \right), \end{aligned} \quad (10)$$

где K^n — номинальный капитал во всей стране, Y^n — номинальный выпуск (сумма всех ВРП по стране), L_i — среднегодовая численность за-

нятых, π_i — темп прироста потребительских цен в регионе i .

Для наглядности были посчитаны темпы прироста реального ВРП на одного занятого и темпы прироста общей факторной производительности в среднем за 11 лет (рис. 8).

Исходя из полученных данных (рис. 8), более 50 % прироста ВРП достигается за счет технического прогресса в 5 регионах, среди которых Камчатский край, Магаданская область, Республика Ингушетия, Республика Тыва, Чеченская Республика. Для 24 регионов темпами прироста общей факторной производительности объясняется от 30 % до 50 % прироста ВРП, к примеру, для Забайкальского края, Республики Алтай, Пензенской области, Ставропольского края, г. Санкт-Петербург, Кировской области, Карачаево-Черкесской Республики, Брянской области, Приморского края (рис. 8). В целом по России остаток Солоу составляет 0,75 %, то есть 17,6 % среднегодового темпа прироста реального ВРП на душу населения можно объяснить техническим прогрессом. Для Москвы темп прироста общей факторной производительности равен 0,06 % и объясняет только 2,5 % роста ВРП. Такие результаты можно объяснить тем, что рост капиталовооруженности может оказывать более быстрое и непосредственное влияние на рост ВРП, в то время как повышение ОФП требует времени и может проявляться с задержкой. Также некоторые регионы могут большее внимание уделять привлечению инвестиций и созданию новых производственных мощностей, что будет увеличивать капиталовооруженность.

Данные и методология

1. Пространственно-эконометрический анализ

Для выявления связи темпов прироста общей факторной производительности с возрастной структурой в регионах России мы используем пространственно-эконометрический анализ. В литературе такой анализ применяется для региональных панельных данных (Демидова, Иванов, 2016; Демидова, Камалова, 2021; Кадочникова, 2020), т. к. предполагается, что между регионами возможно наличие пространственной зависимости: экономическое развитие одного региона может поспособствовать улучшению экономической ситуации в других регионах или, наоборот, ухудшению, за счет конкуренции между регионами. Для построения моде-

¹ Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24).

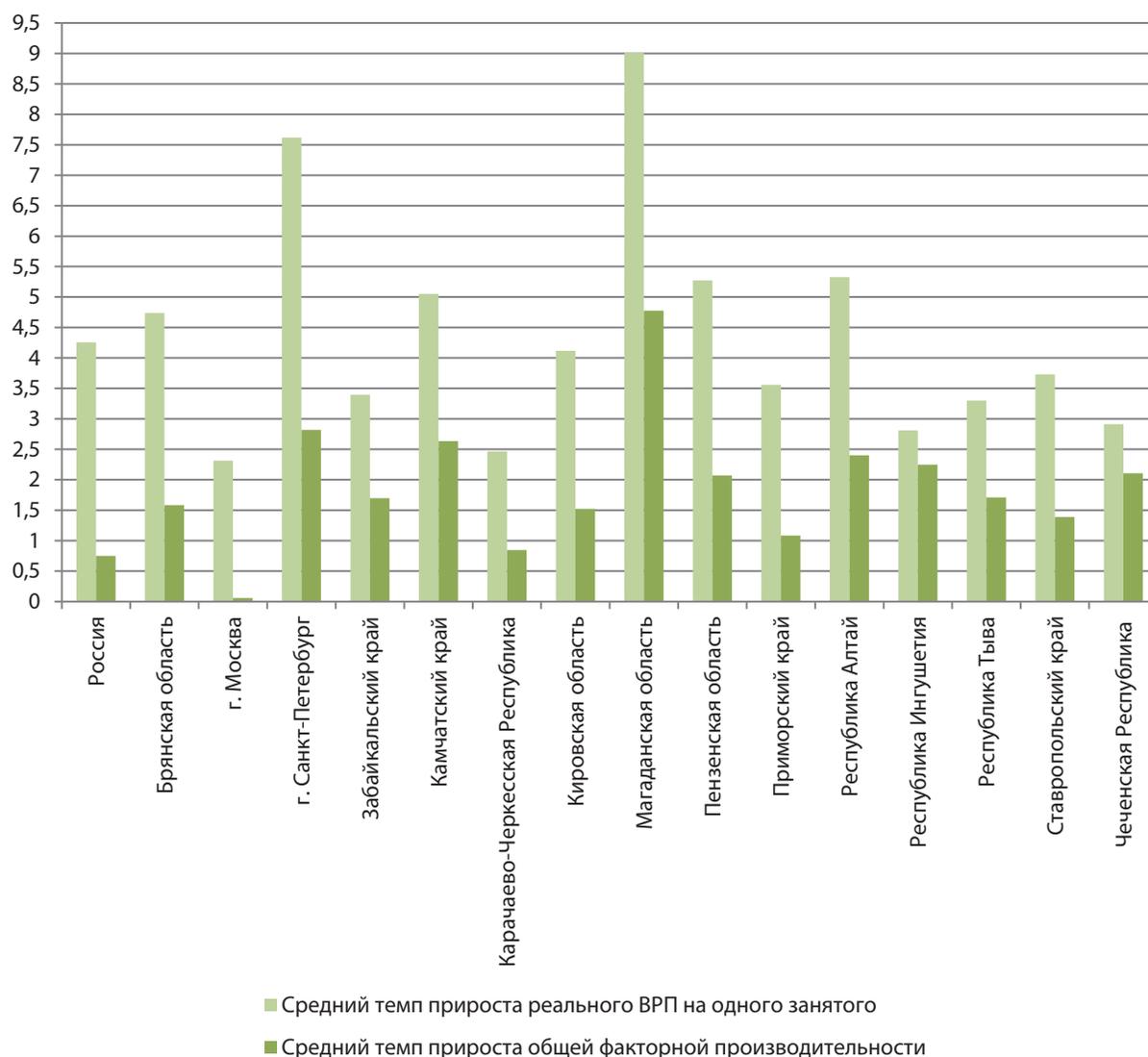


Рис. 8. Среднегодовые темпы прироста населения РФ с 2010 по 2021 г. (источник: разработано авторами по данным: Федеральная служба государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24))

Fig. 8 Average annual population growth rates in Russia from 2010 to 2021 (source: compiled by the authors based on data from the Federal State Statistics Service. Regions of Russia: Socio-Economic Indicators. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204>, accessed 15.02.24)

лей была использована программа R Studio и язык программирования R, пакеты `splm` и `plm`.

В качестве зависимой переменной модели рассматриваются темпы прироста общей факторной производительности (остатки Солоу), рассчитанные с помощью формулы (10) на основании данных по регионам России с 2010 по 2021 г.¹

Были выдвинуты предположения, что на остаток Солоу могут влиять следующие факторы: коэффициент демографической на-

грузки, медианный возраст и средний возраст в регионах России, а также коэффициент отношения среднего возраста к медианному возрасту. Выбранные факторы являются характеристиками распределения возрастной структуры населения. Коэффициент демографической нагрузки характеризует демографическое бремя, которое лежит на трудоспособной части населения по содержанию иждивенцев — детей и пожилых людей. Высокий коэффициент демографической нагрузки говорит о том, что в возрастной структуре населения преобладают младшие и старшие возрастные группы по сравнению с трудоспособным населением, что может указывать либо на более молодую возрастную структуру населения с высо-

¹ Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 15.02.24).

Наименования переменных в моделях

Table 1

Variables in the models

Обозначение в моделях	Показатель
<i>Solow</i>	остатки Солоу (зависимая переменная)
<i>DR</i>	коэффициент демографической нагрузки
<i>median_a</i>	медианный возраст
<i>mean</i>	средний возраст
<i>ratio</i>	отношение среднего возраста к медианному возрасту
<i>L_E</i>	ожидаемая продолжительность жизни при рождении, число лет
<i>R_D</i>	число организаций, выполнявших научные исследования и разработки
<i>healthcare</i>	коэффициент младенческой смертности
<i>educ</i>	численность студентов, обучающихся по программам бакалавриата, специалитета и магистратуры на 10 000 человек населения
<i>p_oil</i>	темпы прироста цен на нефть

Источник: разработано авторами.

кой долей детей и подростков, либо на старение населения с ростом доли пожилых людей. Соответственно низкий коэффициент отражает более равномерное возрастное распределение с большей долей трудоспособного населения. Медианный возраст — возраст, относительно которого половина населения моложе, а половина — старше, более чувствителен к изменениям в нижней и верхней частях возрастной пирамиды. В свою очередь, средний возраст является арифметическим центром распределения возрастов и реагирует на изменения в средней части возрастной структуры населения. Использование и медианного, и среднего возраста позволяет полнее охватить динамику возрастной структуры населения. При этом отношение среднего возраста к медианному возрасту дает представление об изменении формы распределения населения. При симметричном распределении возрастов медианный и средний возраст совпадают, например, когда возрастная пирамида имеет форму прямоугольника с примерно одинаковой долей населения в различных возрастных группах. Если средний возраст превышает медианный, это говорит о том, что возрастное распределение имеет положительную асимметрию — с более длинным «хвостом» в старших возрастных группах и относительно меньшей долей молодого населения. Такая ситуация характерна для «стареющего» населения, когда растет доля пожилых. Когда медианный возраст превышает средний, это указывает на отрицательную асимметрию, при которой большая часть населения сосредоточена в более молодых возрастных группах. Такая картина типична для «мо-

лодых» возрастных структур с высокой долей детей и подростков. Таким образом, коэффициент отношения среднего возраста к медианному возрасту вместе с коэффициентом демографической нагрузки, медианным и средним возрастом дает более полное представление о текущих трансформациях возрастной структуры населения.

В качестве контрольных переменных были взяты ожидаемая продолжительность жизни, число организаций, выполнявших научные исследования и разработки, относительная численность студентов программ бакалавриата, специалитета и магистратуры, коэффициент младенческой смертности, темпы прироста цен на нефть. Стоит отметить, что темпы прироста цен на нефть являются внешним фактором и были посчитаны на основе данных мировой цены нефти с 2010 по 2021 г.¹, при этом данный показатель, изменяясь по времени, берется одинаковым для всех регионов в конкретный период времени. Данные для остальных объясняющих переменных были взяты с 2010 по 2020 г.⁴ Медианный и средний возраст были посчитаны с помощью соответствующих формул для интервальных рядов на основании данных о численности населения по полу и возрасту по субъектам Российской Федерации^{2,3}.

¹ FRED. <https://fred.stlouisfed.org/series/POILBREUSDM#0> (дата обращения: 15.02.24).

² Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. Регионы России. Численность населения Российской Федерации по полу и возрасту. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284> (дата обращения: 15.02.24).

³ Демоскоп Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_reg_pop_y.php?year=2011®ion=2 (дата обращения: 15.02.24).

В таблице 1 приведены обозначения переменных, которые будут использоваться при построении моделей.

Стоит отметить, что регрессоры логарифм медианного возраста, логарифм среднего возраста и логарифм коэффициента их отношения нельзя добавлять в модель одновременно, т. к. эти переменные являются линейно-зависимыми. Ввиду этого, чтобы избежать мультиколлинеарности, будем рассматривать следующие модели: модель 1, которая включает такие регрессоры, как коэффициент демографической нагрузки, медианный возраст, коэффициент отношения среднего возраста к медианному, выбранные контрольные переменные;

модель 2, где вместо медианного возраста рассматривается средний возраст, остальные переменные такие же, как в первой модели.

В таблице 2 приведены описательные статистики выбранных переменных.

Для выявления пространственных эффектов использовался глобальный индекс Морана (Moran, 1950). В качестве матрицы пространственных весов была взята нормированная граничная матрица для регионов. С помощью теста Морана значимость пространственной корреляции подтвердилась (табл. 3). С помощью CIPS-теста (расширенная версия IPS-теста с учетом пространственной структуры) подтвердилось отсут-

Таблица 2

Описательные статистики

Table 2

Descriptive statistics

Переменная	Количество наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Min	Max
<i>solow</i>	880	0,015	0,088	-0,353	0,321
<i>DR</i>	880	733,598	82,464	488	969
<i>L_E</i>	880	70,548	2,837	57,490	83,400
<i>mean</i>	880	38,816	2,924	27,369	43,501
<i>median_a</i>	880	38,182	3,572	24,004	44,441
<i>ratio</i>	880	1,019	0,026	0,968	1,168
<i>R_D</i>	880	47,800	92,026	1	834
<i>healthcare</i>	880	6,850	2,751	1,400	23,900
<i>educ</i>	880	308,837	128,594	13	1,106
<i>p_oil</i>	880	-0,011	0,310	-0,628	0,491

Источник: разработано авторами.

Таблица 3

Результаты расчетов индекса Морана и р-значения теста Морана

Table 3

Moran's index calculation results and p-values of the Moran test

Год	Переменная								
	<i>Solow</i>	<i>lnDR</i>	<i>ln mean</i>	<i>ln median</i>	<i>ln ratio</i>	<i>lnL_E</i>	<i>ln R_D</i>	<i>ln healthcare</i>	<i>ln educ</i>
2011	-0,03	0,51***	0,6***	0,64***	0,09**	0,55***	0,2***	0,34***	-0,07
2012	0,14**	0,47***	0,61***	0,63***	0,11***	0,6***	0,2***	0,35***	-0,07
2013	0,28***	0,45***	0,59***	0,63***	0,07**	0,57***	0,2***	0,38***	-0,06
2014	0,23***	0,43***	0,59***	0,63***	0,06*	0,55**	0,2***	0,34***	-0,03
2015	0,35***	0,41***	0,59***	0,62***	0,05	0,51**	0,22***	0,28***	-0,01
2016	0,17**	0,41***	0,59***	0,62***	0,04	0,54**	0,22***	0,31***	0,03
2017	0,19***	0,41***	0,59***	0,61***	0,02	0,54***	0,19***	0,12*	0,06
2018	0,26***	0,42***	0,59***	0,61***	0,02	0,55***	0,19***	0,14**	0,07
2019	0,29***	0,43***	0,58***	0,6***	0,02	0,51***	0,19***	0,1	0,08
2020	0,13*	0,42***	0,58***	0,6***	0,01	0,57***	0,19***	0,06	0,07
2021	0,21***	0,44***	0,58***	0,59***	0,005	0,47***	0,19***	0,04	0,06

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Источник: разработано авторами.

ствие единичного корня для всех остальных переменных модели (Pesaran, 2007). Для проверки значимости пространственного лага и пространственной ошибки в модели использовались робастные LM тесты (Millo, 2015) (табл. 4). Для моделей 1 и 2 гипотеза об отсутствии пространственного лага отвергается, поэтому его необходимо учитывать в модели. Гипотеза об отсутствии зависимости пространственной ошибки не отвергается. Тест Хаусмана робастный (Pace & LeSage, 2008) (для моделей с пространственной зависимостью) показал, что лучшими

являются модели с фиксированными эффектами (табл. 5). С учетом результатов тестов для моделей 1 и 2 были построены SLM-модели (с пространственным лагом) с фиксированными эффектами (Millo & Piras, 2012).

Спецификация модели с пространственным лагом (SLM) выглядит следующим образом:

$$y_{it} = \lambda(Wy)_{it} + x_{it}'\beta + \mu_i + u_{it} \quad (11)$$

где y — зависимая переменная, $x = (1 \ x_1 \dots \ x_k)$ — вектор регрессоров, W — нормированная граничная матрица весов, Wy — пространствен-

Таблица 4

Тесты на спецификацию модели

Table 4

Model specification tests

Тест	Модель 1	Модель 2
LM тест пространственного лага (робастный к пространственной ошибке)	45,82***	45,82***
LM тест пространственной ошибки (робастный к пространственному лагу)	0,44	0,44
Тест Хаусмана	25,89***	25,89***
Модель	с пространственным лагом (SLM) с фиксированными эффектами	
* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$		

Источник: разработано авторами.

Таблица 5

Результаты оценивания SLM-моделей с фиксированными эффектами

Table 5

Estimation results of SLM models with fixed effects

Переменная	Модель 1	Модель 2
$\ln(DR)$	-0,02 (0,04)	-0,02 (0,04)
$\ln(\text{median}_a)$	0,38*** (0,13)	
$\ln(\text{mean})$		0,38*** (0,13)
$\ln(\text{ratio})$	0,53* (0,3)	0,15 (0,22)
$\ln(L_E)$	-0,39*** (0,14)	-0,39*** (0,14)
$\ln(R_D)$	0,001 (0,01)	0,001 (0,01)
$\ln(\text{healthcare})$	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
$\ln(\text{educ})$	-0,02* (0,01)	-0,02* (0,01)
p_oil	0,02*** (0,005)	0,02*** (0,005)
λ	0,83*** (0,02)	0,83*** (0,02)
* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$		

Источник: разработано авторами с помощью программы R Studio, в скобках указаны стандартные ошибки.

ный лаг, μ_i — индивидуальные эффекты, u_{it} — случайная ошибка (Elhorst et al., 2014).

Результаты оценивания моделей представлены в таблице 5.

При включении в модель пространственных лагов коэффициенты уже нельзя интерпретировать как предельные значения, т. к. эффект регрессора на зависимую переменную u_{it} может быть прямым (через параметр β) и косвенным (через пространственный лаг $(Wu)_{it}$) (Pigas, 2014).

Для выбранных моделей были посчитаны предельные эффекты, результаты расчетов представлены в таблице 6.

Исходя из полученных результатов, представленных в таблицах 5 и 6, можно сделать вывод о значимом влиянии возрастной структуры на темпы прироста общей факторной производительности: предельные эффекты медианного возраста и коэффициента отношения среднего возраста к медианному возрасту в модели 1 и среднего возраста в модели 2 значимы и положительны. При этом в большей степени факторы возрастной структуры влияют на остатки Солоу непрямым способом, т. е. через пространственный лаг: при увеличении медианного возраста на 1 % темп прироста общей факторной производительности (остаток Солоу) увеличится на 2,28 %, из которых не-прямой эффект составляет 1,76 %.

2. Проверка робастности результатов

Для проверки робастности результатов были построены модели с двойными кластеризованными ошибками (Driscoll-Kraay) с фиксированными эффектами (ФЭ). Результаты расчетов представлены в таблице 7.

По результатам расчетов следует отметить, что коэффициенты возрастной структуры (медианный возраст и средний возраст) в моделях с двойными кластеризованными ошибками также значимы положительно, как и в модели с пространственным лагом.

Выводы

В данной статье предложена модификация метода расчета остатков Солоу, аналогичная двойственному методу в работе (Hsieh, 2002). Для этого предполагалось, что темп прироста реальной арендной ставки одинаков во всех регионах ввиду мобильности капитала внутри страны. В результате темп прироста капитала в регионе определялся как темп прироста капитала всей страны плюс разность темпов прироста ВРП и выпуска всей страны. Такой подход позволил сгладить возможные искажения в статистике распределения капитала по регионам России. Эти оценки темпа прироста капитала были использованы при расчете остатков Солоу, посчитанных для 80 регионов России с 2010 по 2021 г.

Таблица 6

Предельные эффекты для моделей 1 и 2

Table 6

Marginal effects for Models 1 and 2

Переменная	Модель 1			Модель 2		
	Прямой эффект	Непрямой эффект	Общий эффект	Прямой эффект	Непрямой эффект	Общий эффект
$\ln(DR)$	-0,02	-0,08	-0,1	-0,02	-0,08	-0,1
$\ln(\text{median_a})$	0,52***	1,76***	2,28***	—	—	—
$\ln(\text{mean})$	—	—	—	0,52***	1,76***	2,28***
$\ln(\text{ratio})$	0,72*	2,46*	3,18*	0,21	0,7	0,91
$\ln(L_E)$	-0,53**	-1,8**	-2,33**	-0,53**	-1,8**	-2,33**
$\ln(R_D)$	0,001	0,004	0,005	0,001	0,004	0,005
$\ln(\text{healthcare})$	0,01	0,04	0,05	0,01	0,04	0,05
$\ln(\text{educ})$	-0,02*	-0,07	-0,09	-0,02*	-0,07	-0,09
p_oil	0,02***	0,08***	0,1***	0,02***	0,08***	0,1***

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Источник: разработано авторами.

Результаты оценивания моделей с двойными кластеризованными ошибками

Table 7

Estimation results of models with double-clustered errors

Переменная	Модель 1	Модель 2
$\ln(DR)$	-0,3	-0,3
$\ln(L_E)$	-1,46*	-1,46*
$\ln(\text{median_a})$	1,35*	
$\ln(\text{mean})$		1,35*
$\ln(\text{ratio})$	0,74	-0,61
$\ln(R_D)$	0,02	0,02
$\ln(\text{healthcare})$	0,02	0,02
$\ln(\text{educ})$	-0,06	-0,06
p_oil	0,11**	0,11**

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Источник: разработано авторами.

Посчитанные таким методом остатки Солоу были использованы для выявления связи темпа прироста общей факторной производительности с характеристиками возрастной структуры населения в регионах России: коэффициентом демографической нагрузки, медианным и средним возрастами, а также отношения среднего возраста к медианному. Рассматривались модели с пространственным лагом (SLM), где была получена значимость медианного возраста (модель 1) и среднего возраста (модель 2). Как медианный, так и средний возраста положительно влияют на темпы прироста общей факторной производительности (Беляков и др., 2023).

Положительное влияние медианного возраста на общую факторную производитель-

ность можно попытаться объяснить тремя способами. Во-первых, более высокий медианный возраст может отражать то, что увеличившиеся старшие группы населения, косвенно или неофициально участвуя в производстве, увеличивают формальную эффективность рабочей силы. Во-вторых, население старшего возраста обладает большим количеством накопленного человеческого капитала, такого как профессиональные навыки, знания и опыт работы, что выражается в большей фактической эффективности труда. В-третьих, увеличение продолжительности жизни может способствовать росту накоплений, что делает более доступными кредиты для отраслей, включая инновационные.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

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. <https://doi.org/10.18522/2073-6606-2021-19-2-77-90>

Беляков, А. О., Курбацкий, А. Н., Приймак, И. И. (2023). Связь динамики общей факторной производительности в регионах России с их возрастной структурой. *V Российский экономический конгресс «РЭК-2023». Тематическая конференция «Прикладная эконометрика» (сборник тезисов докладов)*, 4, (с. 72–74). Москва.

Демидова, О. А., Иванов, Д. С. (2016). Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов). *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 20(1), 52–75.

Демидова, О. А., Камалова, Э. (2021). Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты? *Экономическая политика*, 16(2), 34–59.

Кадочникова, Е. И. (2020). Конвергенция экономического роста и цифровизация домохозяйств: пространственный анализ взаимосвязи на региональных панельных данных. *Актуальные проблемы экономики и права*, 14(3), 487–507. <https://doi.org/10.21202/1993-047X.14.2020.3.487-507>

Казбекова, З. Г. (2018). Влияние демографического дивиденда на экономический рост. *Население и экономика*, 2(4), 85–135. <https://doi.org/10.3897/porecon.2.e36061>

Калабихина, И. Е., Казбекова, З. Г. (2022). Влияние первого демографического дивиденда на экономический рост с учетом человеческого капитала. *Журнал Новой Экономической Ассоциации*, (3), 81–100. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2022-55-3-5>

Коршунов, В. А., Райнхардт, Р. О. (2017). Оценка остатка Солоу для реального и потенциального ВВП: практический расчет для стран-членов ОЭСР. *Вестник Института экономики Российской академии наук*, (3), 137–149.

Шилов, А. А. (ред.) (2022). *Потенциальные возможности роста российской экономики: анализ и прогноз*. Научный доклад ИМП РАН. Москва: ИМП РАН, 296. <https://doi.org/10.47711/sr2-2022>

- Ahmad, M., & Khan, R.E.A. (2018). Age-structure, human capital and economic growth in developing economies: A disaggregated analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 12(1), 229–252.
- Aiyar, M. S., & Mody, M.A. (2013). The demographic dividend: Evidence from the Indian States. India Policy Forum, National Council of *Applied Economic Research*, 9(1), 105–148. <https://doi.org/10.5089/9781455217885.001>
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). MIT Press.
- Bloom, D.E., & Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 419–455. <https://doi.org/10.1093/wber/12.3.419>
- Bloom, D.E., Sachs, J.D., Collier, P., & Udry, C. (1998). Geography, demography, and economic growth in Africa. *Brookings papers on economic activity*, 1998(2), 207–295. <https://doi.org/10.2307/2534695>
- Burda, M.C., & Severgnini, B. (2014). Solow residuals without capital stocks. *Journal of Development Economics*, 109, 154–171. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.03.007>
- Choudhry, M.T., & Elhorst, J.P. (2010). Demographic transition and economic growth in China, India and Pakistan. *Economic Systems*, 34(3), 218–236. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.02.001>
- Elhorst, J.P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8_1
- Hsieh, C. T. (2002). What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets. *American Economic Review*, 92(3), 502–526. <https://doi.org/10.1257/00028280260136372>
- Iqbal, K., Yasmin, N., & Yaseen, M. R. (2015). Impact of demographic transition on economic growth of Pakistan. *Journal of Finance and Economics*, 3(2), 44–50. <https://doi.org/10.12691/jfe-3-2-3>
- Millo, G. (2015). *Testing for serial correlation in spatial panels*. Mimeo.
- Millo, G., & Piras, G. (2012). splm: Spatial panel data models in R. *Journal of statistical software*, 47(1), 1–38. <https://doi.org/10.18637/JSS.V047.I01>
- Moran, P.A.P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1-2), 17–23. <https://doi.org/10.1093/BIOMET/37.1-2.17>
- Pace, R.K., & LeSage, J.P. (2008). A spatial Hausman test. *Economics Letters*, 101(3), 282–284. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.09.003>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Piras, G. (2014). Impact estimates for static spatial panel data models in R. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7, 213–223. <https://doi.org/10.1007/s12076-013-0113-8>
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Young, A. (1995). The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *The quarterly journal of economics*, 110(3), 641–680. <https://doi.org/10.2307/2946695>

References

- Ahmad, M., & Khan, R.E.A. (2018). Age-structure, human capital and economic growth in developing economies: A disaggregated analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 12(1), 229–252.
- Aiyar, M. S., & Mody, M.A. (2013). The demographic dividend: Evidence from the Indian States. India Policy Forum, National Council of *Applied Economic Research*, 9(1), 105–148. <https://doi.org/10.5089/9781455217885.001>
- 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. <https://doi.org/10.18522/2073-6606-2021-19-2-77-90> (In Russ.)
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). MIT Press.
- Belyakov, A. O., Kurbatskiy, A. N., & Priymak, I. I. (2023). The relationship between the dynamics of overall factor productivity in Russian regions and their age structure. *V Rossiyskiy ekonomicheskii kongress REK-2023. Tematicheskaya konferentsiya Prikladnaya ekonometrika (sbornik tezisev dokladov) [V Russian Economic Congress “REC-2023”. Thematic conference “Applied Econometrics” (collection of abstracts)]*, 4, (pp. 72–74). Moscow. (In Russ.)
- Bloom, D.E., & Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 419–455. <https://doi.org/10.1093/wber/12.3.419>
- Bloom, D.E., Sachs, J.D., Collier, P., & Udry, C. (1998). Geography, demography, and economic growth in Africa. *Brookings papers on economic activity*, 1998(2), 207–295. <https://doi.org/10.2307/2534695>
- Burda, M.C., & Severgnini, B. (2014). Solow residuals without capital stocks. *Journal of Development Economics*, 109, 154–171. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.03.007>
- Choudhry, M.T., & Elhorst, J.P. (2010). Demographic transition and economic growth in China, India and Pakistan. *Economic Systems*, 34(3), 218–236. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.02.001>
- Demidova, O.A., & Ivanov, D. S. (2016). Models of Economic Growth with Heterogenous Spatial Effects: The Case of Russian Regions. *Ekonomicheskii zhurnal Vyshei shkoly ekonomiki [HSE Economic Journal]*, 20(1), 52–75. (In Russ.)
- Demidova, O.A., & Kamalova, E. (2021). Spatial Econometric Modeling of Economic Growth in Russian Regions: Do Institutions Matter? *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 16(2), 34–59. (In Russ.)
- Elhorst, J.P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8_1

- Hsieh, C. T. (2002). What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets. *American Economic Review*, 92(3), 502–526. <https://doi.org/10.1257/00028280260136372>
- Iqbal, K., Yasmin, N., & Yaseen, M. R. (2015). Impact of demographic transition on economic growth of Pakistan. *Journal of Finance and Economics*, 3(2), 44–50. <https://doi.org/10.12691/jfe-3-2-3>
- Kadochnikova, E. I. (2020). Convergence of economic growth and digitalization of households: spatial analysis of interrelation with regional panel data. *Aktual'nye problemy ekonomiki i prava [Actual Problems of Economics and Law]*, 14(3), 487–507. <https://doi.org/10.21202/1993-047X.14.2020.3.487-507> (In Russ.)
- Kalabikhina, I. E., & Kazbekova, Z. G. (2022). The impact of the first demographic dividend on economic growth considering human capital. *Zhurnal Novoi Ekonomicheskoi Assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, (3), 81–100. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2022-55-3-5> (In Russ.)
- Kazbekova, Z. G. (2018). Impact of the demographic dividend on economic growth. *Naselenie i ekonomika [Population and Economics]*, 2(4), 85–135. <https://doi.org/10.3897/popecon.2.e36061> (In Russ.)
- Korshunov, V. A., & Raynkhart, R. O. (2017). Assessment of the Solow residuals for real and potential GDP: Practical calculation for member countries of OECD. *Vestnik Instituta ekonomiki Rossiiskoi akademii nauk [The Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences]*, (3), 137–149. (In Russ.)
- Millo, G. (2015). *Testing for serial correlation in spatial panels*. Mimeo.
- Millo, G., & Piras, G. (2012). splm: Spatial panel data models in R. *Journal of statistical software*, 47(1), 1–38. <https://doi.org/10.18637/JSS.V047.I01>
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1-2), 17–23. <https://doi.org/10.1093/BIOMET/37.1-2.17>
- Pace, R. K., & LeSage, J. P. (2008). A spatial Hausman test. *Economics Letters*, 101(3), 282–284. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.09.003>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Piras, G. (2014). Impact estimates for static spatial panel data models in R. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7, 213–223. <https://doi.org/10.1007/s12076-013-0113-8>
- Shirov, A. A. (Ed.) (2022). *Potentsial'nye vozmozhnosti rosta rossiiskoi ekonomiki: analiz i prognoz. Nauchnyi doklad INP RAN [Potential for growth of the Russian economy: analysis and forecast. Scientific report — Institute of Economic Forecasting RAS]*. Moscow: IEF RAS. <https://doi.org/10.47711/sr2-2022> (In Russ.)
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Young, A. (1995). The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *The quarterly journal of economics*, 110(3), 641–680. <https://doi.org/10.2307/2946695>

Информация об авторах

Беляков Антон Олегович — кандидат физико-математических наук, Ph.D. по экономике, начальник отдела, департамент исследований и прогнозирования, Центральный банк Российской Федерации¹; доцент, Московская школа экономики, МГУ им. М. В. Ломоносова; доцент, Национальный исследовательский технологический университет “МИСиС”; Scopus Author ID: 24476474100; <https://orcid.org/0000-0002-3350-6433> (Российская Федерация, 107016, г. Москва, ул. Неглинная, д. 12, к. В; Российская Федерация, 119234, г. Москва, ул. Ленинские горы, 1, стр. 61; e-mail: belyakov@mse-msu.ru; Российская Федерация, 119049, г. Москва, Ленинский пр-кт, д. 4, стр. 1; e-mail: beliaikov.ao@misis.ru).

Курбачкий Алексей Николаевич — кандидат физико-математических наук, заведующий кафедрой Эконометрики и математических методов экономики, Московская школа экономики, МГУ им. М. В. Ломоносова; Scopus Author ID: 25228790900; <https://orcid.org/0000-0001-6478-8034> (Российская Федерация, 119234, г. Москва, ул. Ленинские горы, 1, стр. 61; e-mail: akurbatskiy@gmail.com).

Приймак Ирина Игоревна — аспирант 2 курса, ассистент кафедры Общей экономической теории, Московская школа экономики, МГУ им. М. В. Ломоносова; <https://orcid.org/0009-0004-4852-8629> (Российская Федерация, 119234, г. Москва, ул. Ленинские горы, 1, стр. 61; e-mail: priymak-irina032000@mail.ru).

About the authors

Anton O. Belyakov — Cand. Sci. (Physics and Mathematics), Ph.D. in Economics, Head of Division, Research and Forecasting Department, Bank of Russia²; Associate Professor, Moscow School of Economics, Lomonosov Moscow State University; Associate Professor, National University of Science and Technology MISIS; Scopus Author ID: 24476474100;

¹ Настоящая статья отражает личную позицию авторов. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими. Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

² The views expressed herein are solely those of the authors. The content and results of this research should not be considered or referred to in any publications as the Bank of Russia's official position, official policy, or decisions. Any errors in this document are the responsibility of the authors. All rights reserved. Reproduction is prohibited without the authors' consent.

<https://orcid.org/0000-0002-3350-6433> (Bldg V, 12, Neglinnaya St., Moscow, 107016, Russian Federation; Str. 61, d1, Leninskie Gory St., Moscow, 119234, Russian Federation; e-mail: belyakov@mse-msu.ru; 4, Leninskiy Prospekt, Moscow, 119049, Russian Federation; e-mail: beliakov.ao@misis.ru).

Aleksei N. Kurbatskii — Cand. Sci. (Physics and Mathematics), Associate Professor, Head of Department of Econometrics and Mathematical Methods in Economics, Moscow School of Economics, Lomonosov Moscow State University; Scopus Author ID: 25228790900; <https://orcid.org/0000-0001-6478-8034> (Str. 61, d1, Leninskie Gory St., Moscow, 119234, Russian Federation; e-mail: akurbatskiy@gmail.com).

Irina I. Priimak — PhD student, Assistant Lecturer of the Department of General Economic Theory, Moscow School of Economics, Lomonosov Moscow State University; <https://orcid.org/0009-0004-4852-8629> (Str. 61, d1, Leninskie Gory St., Moscow, 119234, Russian Federation; e-mail: priimak-irina032000@mail.ru).

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Conflict of interests

Дата поступления рукописи: 03.04.2024.

Прошла рецензирование: 08.10.2024.

Принято решение о публикации: 17.12.2024.

Received: 03 Apr 2024.

Reviewed: 08 Oct 2024.

Accepted: 17 Dec 2024.