



Бремя рублевого долга

Борис Иванович Алехин

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com, ORCID: 0000-0002-9571-4836

г. Москва, Российская Федерация

Аннотация

Бремя рублевого долга — это процентное отношение задолженности по рублевым кредитам к денежным доходам россиян. Цель настоящей работы — исследовать размер и динамику бремени рублевого долга, а также причины его изменения во времени и пространстве. С этой целью из данных официальной статистики сформирована панель, охватывающая 81 субъект Российской Федерации за 2000–2022 гг. Все переменные оказались нестационарными, что позволило использовать панельный динамический метод наименьших квадратов (DOLS) для оценки параметров коинтегрирующего уравнения. DOLS-оценки подтвердили наличие долгосрочной, равновесной связи бремени долга с объясняющими переменными. Чтобы обосновать эмпирические поиски драйверов роста бремени долга, мы обратились к теориям жизненного цикла и ограничений по ликвидности. Они помогают объяснить рост бремени долга и выдвигают кандидатов на роль объясняющих переменных. В соответствии с теорией жизненного цикла наиболее влиятельный драйвер бремени рублевого долга — доля населения трудоспособного возраста в населении региона. Мы также обнаружили, что бремя рублевого долга положительно связано с ограничениями по ликвидности и ценами на рынке жилья. Наконец, цикл деловой активности вносит свои коррективы в динамику бремени долга, которое возрастает в сложные времена. Все эти переменные — партнеры бремени долга по коинтеграции в России; они соотносятся с бременем долга как причина со следствием.

Ключевые слова: ипотечные и потребительские кредиты, бремя долга, коинтеграция, регионы, Россия

JEL: G51, G21, C58

Для цитирования: Алехин Б. И. Бремя рублевого долга // Финансовый журнал. 2025. Т. 17. № 1. С. 92–107. <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2025-1-92-107>.

© Алехин Б. И., 2025

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2025-1-92-107>

Ruble Debt Burden

Boris I. Alekhin

Moscow, Russian Federation

b.i.alekhin@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9571-4836>

Abstract

The burden of ruble debt is measured by a ratio between the amount of rubles that Russians borrowed from their banks and their monetary income. Why ruble debt only? The share of foreign currency credit to Russian households has been declining quite steadily and remained insignificant in recent years. Even in the peak of 2010 it fluctuated around 10%. The purpose of this study is to analyze the size, dynamics and determinants of debt burden. To achieve this purpose, a panel for 81 regions of the Russian Federation for 2000–2022 was assembled on the basis of official statistics. All variables proved to be non-stationary which allowed to use panel dynamic least squares (DOLS) to estimate the parameters of the cointegrating equation. The estimates proved the existence of long-term, equilibrium

relationship between debt burden and explanatory variables. To support our empirical search for drivers of debt burden we relied on the theories of life-cycle, liquidity constraints and behavioral finance. The first two proved to be useful, while the role of behavioral finance remained unclear as it was impossible to operationalize such a murky concept as financial literacy. In accordance with the life-cycle theory, the share of working-age population in the region's entire population proved to be the main driver of debt burden growth. We also found out that debt burden is positively related to housing prices and liquidity constraints measured by the income required to get the bank loan approved. Finally, the cycle of economic activity also adds to the dynamics of debt burden with the latter increasing in bad times. All these variables are cointegrating partners of debt burden in Russia.

Keywords: mortgage and consumer loans, debt burden, cointegration, regions, Russia

JEL: G51, G21, C58

For citation: Alekhin B.I. (2025). Ruble Debt Burden. *Financial Journal*, 17 (1), 92–107 (in Russ.). <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2025-1-92-107>.

© Alekhin B.I., 2025

ВВЕДЕНИЕ

В каждом году истории современной России задолженность россиян по рублевым кредитам росла и к 1 июня 2024 г. достигла 35,2 трлн руб.¹ Соотношение этих триллионов с доходами должников дает представление о бремени рублевого долга². Если с годами бремя рублевого долга не менялось или даже снижалось, значит, россияне хорошо справлялись с обслуживанием своих кредитов. И наоборот.

Почему только рублевый долг? Доля валютных кредитов банковского сектора домохозяйствам в России достаточно устойчиво снижается и в последние годы незначительна, даже в пиковом 2010 г. она составляла около 10%. Только за период с февраля 2019 г. по июнь 2024 г. задолженность по валютным кредитам, предоставленным физическим лицам-резидентам, сократилась с 99 152 млн до 19 002 млн руб., или в 5,2 раза³.

Цель данной работы — исследовать размер и динамику бремени рублевого долга, а также причины его изменения во времени и пространстве. С этой целью из данных официальной статистики сформирована панель, охватывающая 81 субъект Российской Федерации за 2000–2022 гг., что позволило использовать панельный динамический метод наименьших квадратов для оценки параметров коинтегрирующего уравнения, удостоверяющего долгосрочную, равновесную связь бремени рублевого долга с некоторыми экономическими, финансовыми и демографическими факторами.

БРЕМЯ РУБЛЕВОГО ДОЛГА В ЦИФРАХ

Бремя рублевого долга — это процентное отношение задолженности физических лиц по рублевым кредитам на конец года к денежным доходам населения, пересчитанным из

¹ Банковский сектор. Банк России, 2024. URL: https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/sors/.

² Бремя долга — одна из наиболее популярных тем среди исследователей государственных и личных финансов. Поиск в Академии Google показал, что выражение «бремя долга» (англ. — debt burden) фигурирует в названии примерно 1 860 000 публикаций.

³ Банковский сектор. Банк России, 2024. URL: https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/sors/.

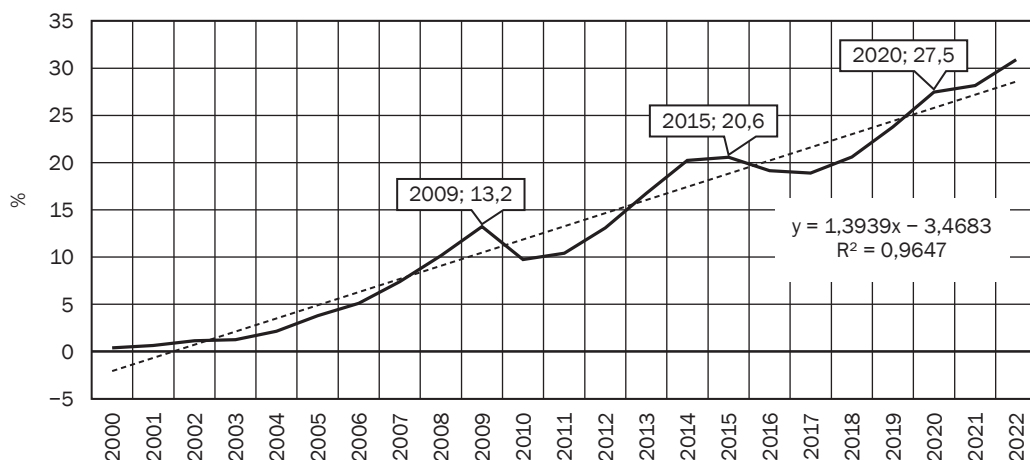
месячных в годовые⁴. Поскольку оно упоминается чуть ли не в каждой строке этой статьи, далее словосочетание «бремя рублевого долга» заменено аббревиатурой БРД.

Для количественной оценки БРД использованы три метода, дающих убогие и наглядные результаты. Это, во-первых, графики временных рядов, во-вторых, средние характеристики временных рядов и, в-третьих, гистограмма распределения. Гистограмма — тоже показатель описательной статистики, но она дает наглядное, графическое представление плотности вероятности некоторой случайной величины, построенное по выборке. Этими методами обработаны данные по регионам. Результаты обработки средних значений показывают «среднюю температуру по больнице» (в регионе), а результаты обработки наклонов — ее региональную динамику за последнюю четверть века.

Всероссийская задолженность по рублевым кредитам «взмыла» по степенной траектории с 15,4 млрд руб. в 2000 г. до 24 432,3 млрд руб., или почти в 1586 раз, а денежный доход россиян вырос с 3980,7 млрд до 79 113,9 млрд руб., или почти в 20 раз. Опережающий рост задолженности вызвал рост БРД за тот же период с 0,4 до 30,9%, или почти в 77 раз. БРД прибавляло в среднем за год 1,4%, пережив три циклических взлета и два спада (рис. 1).

Бремя рублевого долга, %

Рисунок 1



Источник: рассчитано автором по данным Росстата. Росстат. Сборник «Социальное положение и уровень жизни населения России», за 2000–2022 гг.

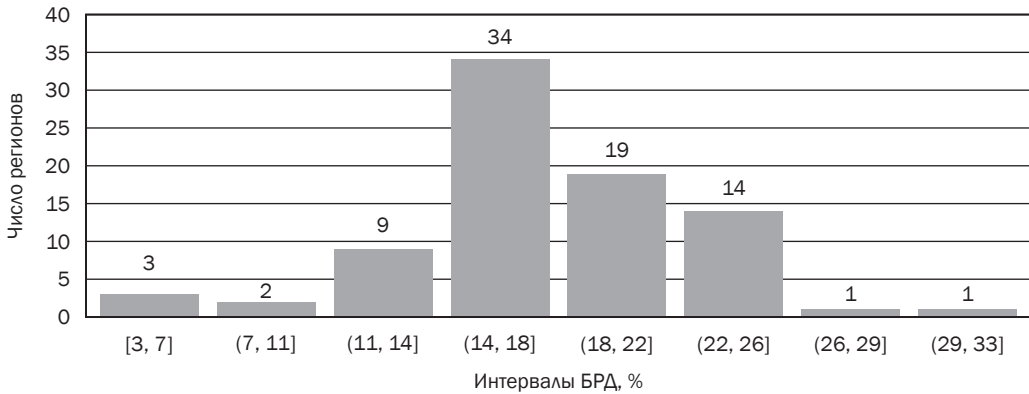
В 2009, 2015 и 2020 гг., когда российская экономика находилась в рецессии⁵, одним работникам сокращали заработную плату, других увольняли, и, теряя в доходах, люди брали займы чаще и больше. БРД сильно менялось от региона к региону: минимум в среднем за 2000–2022 гг. наблюдался в Дагестане (3,33%), максимум — в Калмыкии (32,11% при среднероссийских 15,78%). Начиная с интервала 14–18% можно заметить резкое снижение числа регионов с переходом в меньший интервал. 34 региона (41,46%) имели БРД в интервале 14–18%, 19 (23,17%) — в интервале 18–22%, 14 (17,07%) — в интервале 22–26% и по одному региону — в двух наименьших интервалах (рис. 2).

⁴ Задолженность — запас на конкретную дату, доход — поток за какой-то период. Допустимо делить запас на поток. Например, такой известный показатель, как бремя государственного долга, — это государственный долг (запас), деленный на ВВП (поток).

⁵ Рецессии в России в годовом измерении: 1996–1997 гг.: с I кв. 1996 г. по II кв. 1997 г. (шесть отрицательных кварталов); 1998–1999 гг.: с I кв. 1998 г. по I кв. 1999 г. (пять кварталов); 2008–2009 гг.: с IV кв. 2008 г. по IV кв. 1999 г. (пять кварталов); 2014–2016 гг.: с IV кв. 2014 г. по I кв. 2016 г. (шесть кварталов); 2020–2021 гг.: со II кв. 2020 г. по I кв. 2021 г. (четыре квартала). Рассчитано по данным Росстата.

Рисунок 2

Распределение регионов по интервалам БРД



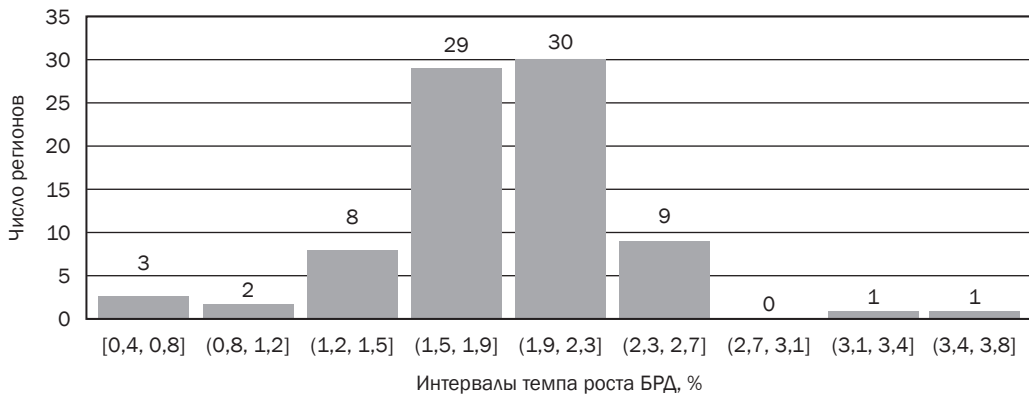
Источник: рисунок автора.

Темп роста БРД тоже сильно менялся от региона к региону. Нет ни одного региона, где БРД снижалось в среднем за 2000–2022 гг. При среднероссийских 1,89% минимальный темп роста опять у Дагестана: 0,40%, максимальный — у Калмыкии: 3,50%. Начиная с интервала 1,9–2,3% можно заметить снижение числа регионов с переходом в меньший интервал. В 30 регионах (36,58%) темп роста находился в интервале 1,9–2,3%, в девяти регионах (10,97%) — в интервале 2,3–2,7% и по одному региону — в двух наименьших интервалах (рис. 3).

Близко к дагестанским минимумам стоят БРД и темп его роста в Чечне и Ингушетии, соответственно 5,74% (0,78%) и 4,11% (0,45%). По данным Росстата, в Северо-Кавказском федеральном округе проживает около 10,2 млн человек, из них порядка 6,2 млн — мусульмане, которые вынуждены ограничивать использование финансовых продуктов из-за их несоответствия местным культурным и религиозным нормам.

Рисунок 3

Распределение регионов по темпу роста БРД



Источник: рисунок автора по данным Росстата.

Задолженность по рублевым кредитам складывается из задолженности по жилищным кредитам и задолженности по остальным, главным образом потребительским, кредитам⁶.

⁶ К остальным кредитам можно отнести автокредиты и студенческие кредиты.

Временной ряд задолженности по жилищным кредитам стартует в 2005 г. Она выросла с 36,5 млрд руб. в 2005 г. до 13 848,8 млрд руб. в 2023 г., или в 379 раз. За небольшим исключением задолженность по жилищным кредитам — это задолженность по ипотечным кредитам. «За свои кровные» россияне, как и жители многих других стран, городское жилье практически не покупают. Временной ряд задолженности по остальным кредитам также стартует с 2005 г. Она выросла с 488,3 млрд руб. в 2005 г. до 12 999,0 млрд руб. в 2023 г., или почти в 27 раз, меняя свою динамику под давлением цикла деловой активности (рис. 4).

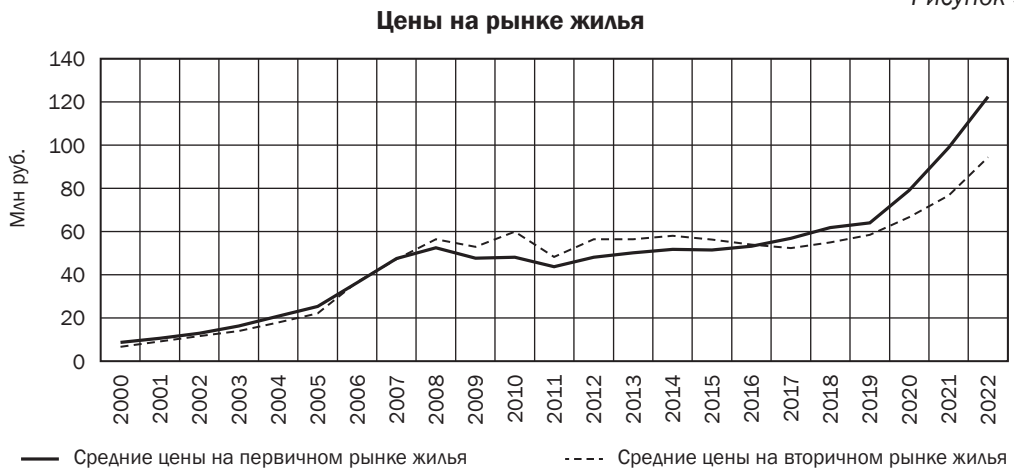
Рисунок 4



Источник: рисунок автора по данным Росстата. Сборник «Социальное положение и уровень жизни населения России», 2005–2023 гг.

Соответственно, первой непосредственной причиной роста задолженности является рост цен на рынке жилья, который в свою очередь объясняется превышением спроса на жилье над его предложением, а также инфляцией. Цены пережили два периода стремительного роста (2000–2008 и 2017–2022 гг.), разделенных периодом относительной стабильности (2009–2016 гг.) (рис. 5).

Рисунок 5



Источник: рассчитано автором по данным Росстата.

Другой непосредственной причиной роста задолженности является рост потребительских расходов населения, который в свою очередь объясняется потребительским бумом

в России XXI в. Только пандемия COVID-19 ненадолго прервала его. Вклад потребительской инфляции в этот рост совсем невелик (рис. 6).

Рисунок 6



Источник: рассчитано автором по данным Росстата.

Средний темп прироста и средний абсолютный прирост задолженности по жилищным кредитам выше, чем по остальным кредитам, но средний уровень намного ниже (табл. 1). Остальные кредиты, а это прежде всего потребительские кредиты, имеют гораздо большую ценность для гораздо более широкого круга людей, чем жилищные. Например, по данным 4000 кредиторов, передающих сведения в Национальное бюро кредитных историй, в 2022 г. было выдано 12,53 млн потребительских кредитов⁷. В том же году, по данным Банка России, россияне получили 1,33 млн ипотечных жилищных кредитов⁸.

Таблица 1

Средние характеристики задолженности по рублевым кредитам

	Всего, 2000–2023 гг.	По жилищным кредитам	По остальным кредитам
		2005–2023 гг.	
Средний уровень временного ряда, млрд руб.	7760,6	4006,3	5770,8
Средний темп прироста за год, %	38,3	39,1	20,0
Средний абсолютный прирост, млрд руб.	1166,6	767,3	695,0

Источник: рассчитано автором по данным сборника Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели» за 2000–2023 гг.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Теория процента

В 1930 г. И. Фишер обнаружил эмпирические свидетельства сильной зависимости потребления домохозяйств от их долга [Fisher, 1930]. Свою теорию процента он распространил

⁷ Новости. НБКИ, 2022. URL: https://nbki.ru/company/news/?SECTION_ID=2626.

⁸ Показатели рынка жилищного (ипотечного жилищного) кредитования. Банк России, 2022. URL: https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/.

на займы частных лиц, классифицировав заемщиков по причинам займов. «Болезнь или смерть члена семьи, убытки от пожара, кражи, наводнения, кораблекрушения и другие неожиданные причины временно сокращают доход пострадавшего. Чтобы компенсировать это сокращение, пострадавший берет займы, уменьшая тем самым свой будущий доход» [Fisher, 1930, p. 357]. Это первый класс заемщиков. Второй класс — это люди, у которых поступления дохода не совпадают по времени и размеру с платежами («кассовый разрыв»), и они испытывают то дефицит, то профицит денег. В случае дефицита они берут займы, в случае профицита дают займы. Третий класс — это люди, берущие займы из-за ожидаемого крупного роста своего дохода или покупательной способности, например, за счет наследства. Они занимают, чтобы истратить сейчас часть ожидаемого денежного пополнения. К третьему классу можно отнести молодых людей, оправдывающих свои займы необходимостью оплачивать образование в рамках подготовки к трудовой деятельности.

В дальнейшем академическая дискуссия вокруг причин роста кредитной задолженности населения развивалась по трем направлениям. Первое — теория жизненного цикла Ф. Модильяни и его последователей [Modigliani, Ando, 1957; Modigliani, Brumberg, 1954; Ando, Modigliani, 1963], второе — теория рационарования кредита и ограничений по ликвидности и третье — теория поведенческих финансов.

Теория жизненного цикла

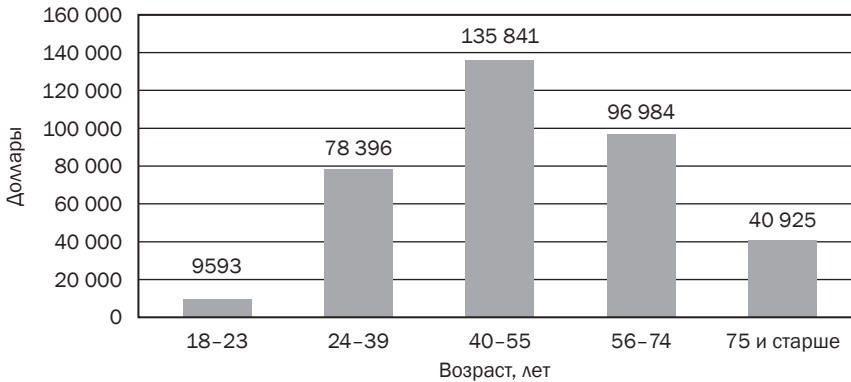
Согласно теории жизненного цикла (ТЖЦ), задолженность зависит от возрастной структуры, сбережений населения и преходящих колебаний дохода. Так как люди управляют своими доходами и расходами в зависимости от стадии жизненного цикла (молодость, зрелость, старость), задолженность меняется по мере взросления членов домохозяйства. Молодежь, не достигшая трудоспособного возраста, доходов не имеет и иногда берет займы (у родителей, друзей и даже некоторых банков) на расходы. Сразу после вступления в рабочую силу люди зарабатывают меньше, чем на последующих этапах своей карьеры, не имеют сбережений и при этом хотят (особенно молодые пары) приобретать жилье и товары длительного пользования. Соответственно, у этой демографической группы спрос на заемные средства высок. Работники зрелого возраста зарабатывают больше и скорее всего имеют меньше экстраординарных расходов, так что ТЖЦ предписывает им наивысший спрос на кредиты. Наконец, в старости, после выхода на пенсию, люди сталкиваются с резким сокращением дохода и вынуждены сберегать отрицательно, т. е. ликвидировать свои сбережения, чтобы поддержать потребление. В этом случае спрос на кредиты минимален. Короче говоря, люди занимают больше в трудоспособном возрасте и сберегают меньше в старости. Отсюда следует, что БРД должно возрастать с ростом доли трудоспособного населения во всем населении региона.

Зависимость задолженности от возрастной структуры населения подтверждают данные американского кредитного бюро Experian. В 2019 г. средний американец был должен кредитным учреждениям 90 460 долл. США, включая долги по всем видам потребительских, ипотечных и студенческих кредитов. Что касается межпоколенческого распределения, то поколение Z (18–23 года) задолжало 9593 долл., миллениумы (24–39 лет) — 78 396 долл., поколение X (40–55 лет) — 135 841 долл., бэби-бумеры (56–74 года) — 96 984 долл. и молчаливое поколение (75 лет и более) — 40 925 долл. США⁹. При динамике задолженности, похожей на колокол нормального распределения (рис. 7), задолженность есть функция возрастной структуры населения, как и гласит ТЖЦ.

⁹ Experian Study: Average U.S. Consumer Debt and Statistics. URL: <https://www.experian.com/blogs/ask-experian/research/consumer-debt-study/>.

Рисунок 7

Долг среднего американца по возрастным группам в 2019 г., долл. США



Источник: рисунок автора по данным кредитного бюро Experian. *Experian Study: Average U.S. Consumer Debt and Statistics*. URL: <https://www.experian.com/blogs/ask-experian/research/consumer-debt-study/>.

Рационирование кредита и ограничения по ликвидности

Теория рационалирования кредита и ограничений по ликвидности (ТОЛ) — результат попыток объяснить, как указанная Дж. М. Кейнсом связь между текущим доходом и потреблением может быть формально оправдана ограничениями по ликвидности (у Кейнса ликвидность — это деньги) и другими препятствиями для полного межвременного сглаживания потребления. Таким образом кейнсианская функция потребления (возможно, дополненная межвременными факторами) возводилась на более прочную теоретическую платформу.

Говоря в общем, рационалирование кредита имеет место тогда, когда кредиторы не желают давать в долг дополнительные средства даже по повышенной процентной ставке. По словам Д. Джаффи и Ф. Модильяни, «рационалирование кредита [есть] ситуация, в которой спрос на коммерческие займы превышает их предложение по котируемой банками коммерческой ставке процента» [Jaffee, Modigliani, 1969, p. 850–851]. Одно только изменение процентной ставки не помогает очистить рынок от избыточного спроса, и банки делают это «вручную», накладывая ограничения по ликвидности на заявки заемщиков.

Ограничения по ликвидности крайне эффективны с точки зрения отбора заемщиков и потому являются неотъемлемой частью работы банков. В нашем случае главным ограничением по ликвидности является заработная плата лица, планирующего получить жилищный кредит. Исследование Национального бюро кредитных историй показало, что рекомендованный семейный доход¹⁰, комфортный для обслуживания ипотечного кредита со среднерыночными параметрами (размер, ставка, срок), вырос с 71,8 тыс. руб. на 1 января 2019 г. до 101,6 тыс. руб. на 1 января 2024 г.¹¹ А в «РБК Недвижимость» подсчитали, что для одобрения кредита по рыночным ставкам заработная плата в Москве

¹⁰ Этот показатель фиксирует предельное отношение ежемесячных ипотечных платежей семьи (домохозяйства) к ежемесячным денежным поступлениям и рассчитывается на основании экономически обоснованного утверждения, что относительно комфортным для заемщика является соотношение ежемесячных платежей к ежемесячным доходам на уровне 1/3.

¹¹ НБКИ: в 2023 году размер рекомендованного семейного дохода заемщика для обслуживания ипотеки немного вырос. URL: <https://nbki.ru/company/news/?id=3325025>.

должна быть не меньше 234 тыс. руб. в месяц. Это на покупку квартиры по средней цене для столицы в 13 млн руб. На самом деле потребуется еще больший доход, потому что и рыночная ставка растет. При этом действует требование Банка России к предельной долговой нагрузке, которая не должна превышать 50%, т. е. банк не одобрит заявку, если на погашение ежемесячных обязательств по всем кредитам потребуется больше 50% официальных доходов заемщика¹². Таким образом, теория ограничений по ликвидности предполагает положительную зависимость БРД от заработка, необходимого для одобрения кредита.

Брать займы и быть в долгу часто преподносится как нечто нехорошее; так, мол, поступают те, у кого денег мало, но хочется жить не по средствам. В реальности вовсе не безденежье порождает большую часть долгов, и вообще брать займы не всегда плохо. По данным Федеральной резервной системы США, богатые американцы занимают больше денег, чем бедные¹³. Банки выдают богатым больше крупных кредитов под залог их собственности. Крупные кредиты позволяют покупать дорогую недвижимость, но и «вешают» на покупателей крупные долги. Люди с небольшим доходом не могут рассчитывать на столь же обильное кредитование их жилищных проектов. Срабатывает ограничение по ликвидности.

Теория ценообразования на рынке жилья

Для моделирования ценообразования на рынке жилья обычно используется модель жизненного цикла потребления жилья, в которой репрезентативный агент выбирает между жильем и другими товарами, сравнивая их пожизненную максимальную полезность [Muellbauer, Murphy, 2008]. Дополнив ограничениями, с которыми агент сталкивается на кредитном рынке, А. Анудсен и Е. Йенсен [Anundsen, Jansen, 2013] вывели из проблемы максимизации условие равновесия цены жилья, которое после операционализации имеет следующую лог-линейную форму:

$$p_t = c_p + \theta_d d_t + \theta_y y_t - \theta_k k_t - \theta_R R_t + v_t, \quad (1)$$

где p_t — реальная цена жилья; c_p — свободный член (константа); d_t — реальный долг домохозяйств; y_t — реальный располагаемый доход домохозяйств; k_t — реальный запас жилья; R_t — реальная процентная ставка за вычетом налогов; v_t — стохастический остаточный член регрессии.

Уравнение (1) определяет цену жилья как функцию долга и дохода домохозяйств, а также объема жилья на рынке и процентной ставки, и все это за вычетом инфляции. Впечатленные работой Т. Фицпатрика и К. Маккуина [Fitzpatrick, McQuinn, 2007], Анудсен и Йенсен дополнили свою модель следующим уравнением долга домохозяйств:

$$d_t = c_d + \phi_p p_t + \phi_y y_t + \phi_k k_t - \phi_R R_t + v_t. \quad (2)$$

Уравнение (2) определяет долг как функцию цены жилья, дохода домохозяйств, объема имеющегося жилья и процентной ставки, и все это за вычетом инфляции. Соответственно, банки выдают больше ипотечных кредитов тем домохозяйствам, у которых залог больше, доход выше или процентные платежи меньше.

¹² Густова Н. Как вырастет ипотечный платеж в мегаполисах с отменой льготной программы. РБК, 20 июня 2024 г. URL: <https://reality.rbc.ru/news/66714e489a79478543c1d058>.

¹³ The FRED Blog. The rich borrow, too. URL: <https://fredblog.stlouisfed.org/2019/11/the-rich-borrow-too/>.

ЭМПИРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ

Анализируемые данные

Для достижения цели настоящего исследования из данных официальной статистики сформирована панель, охватывающая 81 субъект Российской Федерации за 2000–2022 гг. Это сбалансированная панель, т. е. набор данных, в котором для каждого региона имеются наблюдения по одинаковым переменным. Если панель содержит N регионов и T лет, то число строк (r) в ней составит $r = N \times T$. В данном случае $r = 81 \times 23 = 1863$. Наша сбалансированная панель широкая (N) и неглубокая (T). Справа от столбца «Год» — столбцы, где хранятся десятки тысяч значений переменных эмпирической модели (табл. 2). Панельные данные, объединяя межрегиональные различия с внутрирегиональной динамикой, дают исследователю больше информации, чем перекрестные данные и отдельно взятые временные ряды, и повышают надежность оценок параметров эмпирической модели.

Таблица 2

Панельная организация анализируемых данных

Код региона	Регион	Год	Ln (БРД)
1	Республика Адыгея (Адыгея)	2000	
...
1	Республика Адыгея (Адыгея)	2022	
...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2000	
...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2022	

Примечание. Коды регионов взяты из справочника Федеральной налоговой службы «Субъекты Российской Федерации». Из-за неполных данных в панель не попали Чеченская Республика, Республика Крым, г. Севастополь, иные территории, включая город и космодром Байконур. В панель вошли Тюменская область с Ханты-Мансийским и Ямало-Ненецким автономными округами и эти округа отдельно, а также Архангельская область с Ненецким автономным округом. Данные приведены к административно-территориальному устройству России по состоянию на 2021 г.

Источник: составлено автором по данным сборника Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели» за 2000–2022 гг.

Переменные эмпирической модели

В нашей эмпирической модели зависимая переменная — БРД. В реальности оно зависит от множества факторов. Региональная статистика обеспечивает операционализацию немногих из них. Но даже выбор из этого короткого списка — проблема. Здесь мы руководствовались следующим замечанием классиков эконометрики Д. Е. Фаррара и Р. Р. Глобера: «Из комбинации теории, наличной информации и догадки выбираются переменные для объяснения поведения данной зависимой переменной... Все они редко представляют одинаковый интерес. Теоретические вопросы обычно фокусируются на сравнительно малой части переменных... Только одна или по крайней мере две-три стратегически важные переменные обычно присутствуют в регрессионном уравнении» [Farrar, Glauber, 1964, p. 14, 16, 49]. С ростом числа регрессоров каждый из них измеряет лишь различные нюансы одних и тех же немногих базовых факторов. Исследователь просто размывает базовую выборочную информацию все более тонким слоем по растущему числу регрессоров, создавая для себя такую непростую проблему, как мультиколлинеарность.

Какие «две-три» переменные считать «стратегически важными»? Теория (ТЖЦ в первую очередь) подсказывает, что первыми претендентами на эту роль являются доля населения трудоспособного возраста в населении региона и потребление, «заманивающее»

потребителей на кредитный рынок. Отдавая должное ТОЛ, стоит иметь в виду и такой важный ограничитель ликвидности, как заработная плата. Это «стратегически важные» переменные. Что касается цен на жилье, из отмеченной Фарраром и Глобером «комбинации теории, наличной информации и догадки» сработала обоснованная догадка. Нетрудно догадаться, что цена жилья тоже важный фактор изменения БРД. С ее опережающим ростом по отношению к денежному доходу растет потребность в заемных средствах для реализации жилищных проектов.

«Наличная информация», т. е. сборник Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели», поддерживает превращение этих величин в следующие измеряемые переменные (регрессоры):

- доля населения трудоспособного возраста в населении региона (НТВ)¹⁴, %;
- годовые потребительские расходы населения (ПНР) в процентах от денежного дохода, %;
- среднемесячная номинальная начисленная заработная плата (НЗП) работников организаций, руб.;
- средняя цена на рынке первичного жилья (ЦПЖ), тыс. руб. за кв. метр общей площади на конец года.

Отсутствие в этом списке объема имеющегося жилья (k_t) и процентной ставки (R_t), включенных в уравнение (2), объясняется отсутствием соответствующей статистики в указанном сборнике. Но в уравнение включена очень полезная переменная, отражающая влияние цикла деловой активности на БРД, именуемая разрывом выпуска разность между фактическими значениями ВРП и его трендом в процентах от ВРП (ЦДА)¹⁵.

Таблица 3

Связи переменных с теорией и ожидаемое влияние на БРД

Переменная	Соединяет эмпирическую модель	Влияние
НТВ	с теорией жизненного цикла	Положительное
ПНР	с теорией жизненного цикла	Положительное
НЗП	с ограничениями по ликвидности	Положительное
ЦПЖ	с теорией ценообразования на рынке жилья	Положительное
ЦДА	с циклом деловой активности	Отрицательное в период циклического подъема

Источник: составлено автором.

Регрессоры прологарифмированы, кроме ЦДА, чтобы устранить разноразмерности измерения, убрать мультипликативные эффекты и выразить коинтегрирующее уравнение в терминах роста¹⁶. Переменная ЦДА не прологарифмирована из-за отрицательных значений и поделена на 100. Принятый в данной работе доверительный интервал — 95% (уровень значимости $\alpha = 0,05$). Критерий выбора числа лагов и иных параметров расчетов — информационный критерий Акаике (AIC).

Первым делом надо было проверить регрессоры на мультиколлинеарность. «Мультиколлинеарность представляет собой угрозу — часто очень серьезную угрозу — как должной спецификации, так и эффективной оценке структурных отношений, обычно исследуемых

¹⁴ До 2020 г. трудоспособный возраст для мужчин — 16–59 лет, для женщин — 16–54 года; в 2020 г. — 16–60 лет, 16–55 лет; в 2021 г. — 16–61,5 года, 16–56,5 года.

¹⁵ Для извлечения тренда с помощью фильтра Ходрика — Прескотта со сглаживающим параметром 100 использована надстройка Excel HP Filter К. Аннена (Hodrick Prescott Filter). URL: <http://web-reg.de/webreg-hodrickprescott-filter/>.

¹⁶ В логарифмической регрессии коэффициент при регрессоре X показывает, на сколько процентов меняется зависимая переменная Y при изменении X на 1%, и ассоциируется с эластичностью Y по X .

с помощью регрессионной техники... Она становится проблемой, если подрывает критически важные для анализа независимые переменные... Мультиколлинеарность среди некритических переменных можно игнорировать», — отмечали Фаррар и Глобер [Farrar, Glauber, 1964, p. 5, 17, 49].

Две переменные совершенно коллинеарны, если между ними есть точная линейная зависимость, так что их корреляция равна 1 или -1. Совершенная (полная) коллинеарность встречается редко и обнаруживается популярными эконометрическими пакетами. Для выявления трудно уловимой «почти совершенной» (частичной) коллинеарности четырех «критически важных» регрессоров использован метод факторов инфляции дисперсии (variance inflation factors — VIF). $VIF_j = 1/(1 - R_j^2)$, где R_j^2 — коэффициент множественной корреляции регрессора j и других регрессоров. Минимальное возможное значение VIF равно 1. Значения больше 10 принято считать сигналом о наличии частичной мультиколлинеарности. У всех регрессоров $VIF < 10$.

Затем надо было проверить переменные на стационарность, иначе говоря, определить степень (d) их интеграции (I), для краткости $I(d)^{17}$. Тренд в среднем значении из-за наличия единичного корня — основная причина нарушения стационарности. В данной работе использован панельный тест Левина — Лина — Чу (LLC) с константой и нулевой гипотезой «Общий процесс единичного корня». Нулевая гипотеза опровергается в пользу гипотезы стационарности, если $p = \alpha < 0,05$. В нашей панели одна нестационарность; все переменные — $I(1)$, что открывает путь к коинтеграционному анализу (табл. 4).

Таблица 4

t-статистика LLC-теста на наличие единичного корня

Логарифм переменной (в скобках число лагов в тестовом уравнении)	t	$I(d)$
БРД (7)	27,433 (1,0000)	$I(1)$
НТВ (1)	2,1030 (0,9823)	$I(1)$
ПРН (2)	-1,045 (0,1481)	$I(1)$
НЗП (5)	14,568 (1,0000)	$I(1)$
ЦПЖ (4)	-0,658 (0,2551)	$I(1)$
ЦДА (2)	6,187 (1,0000)	$I(1)$

Примечания. Экзогенные переменные: индивидуальные эффекты. Авторский максимальный порядок лагов в тестовом уравнении: 8. Переменная признавалась нестационарной, если с лага 1 по лаг 8 гипотеза единичного корня не опровергалась хотя бы раз.

Источник: рассчитано автором.

Эмпирическая модель

С эмпирической точки зрения данное исследование представляет собой коинтеграционный анализ связи между БРД и «стратегически важными» переменными. Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили нобелевские лауреаты К. Грэнджер и Р. Энгл, — это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии [Engle, Granger, 1987]. Экономисты понимают под равновесием желательное равенство фактических трансакций, а эконометристы — любую долгосрочную связь между нестационарными переменными. Коинтеграция не требует, чтобы эту связь генерировали рыночные силы или правила поведения экономических агентов.

Долгосрочная равновесная связь — свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция — это когда нестационарные регрессоры, «разбежавшись» недалеко

¹⁷ Степень d показывает, сколько раз нужно дифференцировать переменную ($I \geq 1$), чтобы она стала $I(0)$.

и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Корреляция коинтегрированных переменных может быть разной, но она всегда подлинная. Корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная — причина, какая — следствие, а коинтеграция означает наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости.

Две или более случайных переменных коинтегрированы, если каждая переменная нестационарна, а их линейная комбинация стационарна, $I(0)$ [Engle, Granger, 1987, p. 253]. Стационарная линейная комбинация, именуемая коинтегрирующим уравнением, может рассматриваться как долгосрочное равновесное отношение между переменными. Любая теория равновесия, использующая нестационарные переменные, требует существования такой комбинации, иначе любое отклонение от равновесия не будет временным. В терминах уравнения (2) коинтегрирующее уравнение имеет следующую форму:

$$d_t - \phi_p p_t - \phi_y y_t - \phi_k k_t + \phi_R R_t - c_d = v_t \sim I(0). \quad (3)$$

Метод и результаты оценивания

Для оценивания параметров панельного коинтегрирующего уравнения доступны два метода: непараметрический метод полностью модифицированных наименьших квадратов (FMOLS) и параметрический метод динамических наименьших квадратов (DOLS). FMOLS дополнительно требует, чтобы переменные были интегрированы в равной степени, а регрессоры некоинтегрированы друг с другом. Наши переменные интегрированы в равной степени (табл. 6), но некоторые регрессоры действительно коинтегрированы друг с другом¹⁸. DOLS этих требований не предъявляет, потому и был использован для оценивания. Также учтено общее мнение представителей профессии эконометриста: «DOLS может быть более перспективным, чем FMOLS, как метод оценивания параметров коинтегрированных панельных регрессий», — считают Ч. Као, М-Х. Чян и Б. Чен [Као et al., 1999, p. 6].

Као и Чян так описывают метод DOLS с объединенными временными рядами, в котором задействован обычный метод OLS для оценивания параметров коинтегрирующего уравнения в панели с $i = 1, 2, \dots, N$ и $t = 1, \dots, T$:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}'_{it} \beta + \sum_{j=-q_i}^{r_i} \Delta \tilde{X}'_{it+j} \delta_i - \tilde{v}_{1it}, \quad (4)$$

где \tilde{y}_{it} и \tilde{X}'_{it} — данные, очищенные от индивидуальных детерминированных трендов; $\Delta \tilde{X}'_{it+j}$ — специфические для i коэффициенты краткосрочной динамики.

Пусть Z_{it} — регрессоры, формируемые взаимодействием параметра $\Delta \tilde{X}'_{it+j}$ и кросс-групповых фиктивных переменных, и пусть $\tilde{W}'_{it} = (\tilde{X}'_{it} Z'_{it})$. Тогда DOLS-оценка коэффициента с объединенными временными рядами есть

$$\tilde{\beta}_{DP} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it} \tilde{W}'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it} \tilde{y}'_{it} \right). \quad (5)$$

¹⁸ Панельный тест Педрони, реализуемый через ADF-тест и PP-тест с нулевой гипотезой «Коинтеграция отсутствует», обнаружил, что НТВ и НЗП коинтегрированы согласно ADF-тесту и PP-тесту, НТВ и ЦПЖ некоинтегрированы согласно PP-тесту и коинтегрированы согласно ADF-тесту, НЗП и ПРН коинтегрированы согласно ADF-тесту и PP-тесту и НЗП и ЦПЖ коинтегрированы согласно ADF-тесту и PP-тесту.

«Расшифровав» уравнение (4) и заменив нотацию уравнения (3) на более наглядную, запишем коинтегрирующее уравнение для панели с $i = 1, 2, \dots, 81$ и $t = 1, \dots, 23$:

$$\text{БРД}_{i,t} = c_0 + \phi_1 \text{НТВ}_{it} + \phi_2 \text{ПРН}_{it} + \phi_3 \text{НЗП}_{it} + \phi_4 \text{ЦПЖ}_{it} + \phi_5 \text{ЦДА}_{it} + v_{it}. \quad (6)$$

Ниже приведены DOLS-оценки уравнения (6) (табл. 5). Начать с того, что оценки коэффициентов имеют ожидаемый знак и статистически значимы, так как t -статистика показывает, что стандартные ошибки многократно меньше оценок коэффициентов. Судя по скорректированному коэффициенту детерминации R^2 , коинтегрирующее уравнение объясняет 99% вариации БРД. Напомним: коинтегрирующее уравнение подразумевает равновесие, его коэффициенты показывают уровень долгосрочного влияния регрессоров на БРД. Равновесие постоянно нарушается из-за шоков в правой части уравнения, но срабатывает механизм, возвращающий систему коинтегрированных переменных в новое равновесие¹⁹.

Таблица 5

DOLS-оценки параметров коинтегрирующего уравнения (6)

Логарифмы переменных	Оценки коэффициентов	Стандартные ошибки	t-значения	VIF
НТВ	1,494	0,558	2,68	2,40
НЗП	1,010	0,101	9,96	8,74
ПРН	0,671	0,191	3,51	1,42
ЦПЖ	0,501	0,102	4,91	7,96
ЦДА	-1,269	0,184	-6,90	1,26
Объясняющая сила и адекватность уравнения				
R^2				0,998
R^2 с поправкой на число степеней свободы				0,988
Стандартная ошибка регрессии				0,157
F-статистика теста Вальда				308,046 ($p = 0,000$)

Примечания. Зависимая переменная: $\ln_{\text{БРД}}$. Метод: динамические наименьшие квадраты. Выборка (скорректированная): 2000–2022 гг. Использовано периодов: 20. Использовано регионов: 81. Использовано панельных сбалансированных наблюдений: 1620. Панельный метод: пул-оценивание. Детерминированный член коинтегрирующего уравнения: свободный член (константа). Фиксированное число опережений и лагов: по одному. Долгосрочная дисперсия (ядро Бартлетта, фиксированный диапазон Ньюки-Уэста) использована как ковариат коэффициентов.

Источник: рассчитано автором.

Для сравнения друг с другом эластичностей БРД по регрессорам можно использовать следующий эталон. Если эластичность больше 1, то БРД эластично (его процентное изменение больше процентного изменения регрессора). Если эластичность меньше 1, то БРД неэластично (его процентное изменение меньше процентного изменения регрессора). Если эластичность равна 1, то БРД единично эластично (его процентное изменение равно процентному изменению регрессора).

Основным драйвером БРД является НТВ (доля населения трудоспособного возраста в населении региона). Положительная эластичность БРД по НТВ — 3,5% (на 1% роста НТВ). С ростом НПЗ на 1% БРД повышалось на 1,1%. БРД оказалось эластичным по НТВ и (почти) единично эластичным по НЗП. Теории жизненного цикла и ограничений по ликвидности нашли свое подтверждение в нашем исследовании. С ростом ПРН (отношения

¹⁹ Как работает этот механизм, см. [Алехин, 2021].

потребительских расходов к денежным доходам) на 1% БРД повышалось на 0,49%. Это эмпирический аргумент в пользу теории процента Фишера и других теорий, постулирующих положительную зависимость долга домохозяйств от их потребления. С ростом ЦПЖ (средней цены на первичном рынке жилья) на 1% БРД повышалось на 0,43%. БРД оказалась неэластичным по ПРН и ЦПЖ. С ростом разрыва выпуска на 1% (экономика растет) БРД снижалось на 1,26%, так как рост денежных доходов в хорошие времена позволяя занимать меньше и реже.

Заканчивая эмпирическую часть, мы выполнили тест Вальда, проверяющего гипотезу «никчемности» модели. Если приравнять коэффициенты регрессоров к нулю, то тест Вальда определит, насколько далеко их расчетное коллективное значение от нуля, чтобы быть значимым. Если F -статистика теста с достаточной вероятностью отвергает нулевую гипотезу, то модель считается адекватной. В нашем случае F -статистика имеет $p < \alpha = 0,05$, следовательно, коинтегрирующее уравнение адекватно.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Две теории обычно используются для обоснования эмпирических поисков драйверов задолженности домохозяйств — теория жизненного цикла и теория рационарования кредита и ограничений по ликвидности. Наше исследование показало, что они частично объясняют рост бремени рублевого долга россиян. В соответствии с теорией жизненного цикла наиболее влиятельный драйвер бремени рублевого долга — доля населения трудоспособного возраста в населении региона. В этой возрастной группе находятся богатейшие россияне с крупнейшими долгами. Переходя к теории рационарования кредита и ограничений по ликвидности, можно заключить, что домохозяйства, лишенные доступа к формальному кредитному рынку, имеют больше шансов оказаться на грани просроченной задолженности. Рационарование кредита на основе ограничений по ликвидности находится в положительной связи с чрезмерным бременем долга и просроченной задолженностью. Наше исследование показало, что такое важное ограничение по ликвидности, как заработная плата, положительно связано с бременем долга. Чем богаче домохозяйство, тем больше возможностей оно имеет на кредитном рынке.

Рост бремени рублевого долга чреват отрицательными последствиями для заемщиков и кредиторов. В первом полугодии 2024 г. российские банки выставили на продажу рекордный за последние три года объем просроченной задолженности граждан — 129,6 млрд руб. Это почти на 25% больше, чем в первой половине 2023 г., написали 16 июля «Ведомости» со ссылкой на данные Национальной ассоциации профессиональных коллекторских агентств. При этом доля купленной коллекторами просроченной задолженности в январе — июне также оказалась рекордной для рынка за последние три года — 89,7% от всех выставленных на продажу долгов, или 115 млрд руб. В 2023 г. из 104 млрд руб. выставленной на продажу «просрочки» профессиональные взыскатели приобрели 90,1 млрд руб., или 86,6%²⁰.

²⁰ Заруцкая Н. Банки за полгода выставили на продажу рекордный объем долгов. Ведомости, 2024. URL: <https://www.vedomosti.ru/finance/articles/2024/07/16/1050171-banki-vistavili-na-prodazhu-rekordnii-obem-dolgov>.

Список источников / References

1. Алехин Б. И. Человеческий капитал и рост региональных экономик // Пространственная экономика. 2021. Т. 17. № 2. С. 57–80 / Alekhin B.I. (2021). Human Capital and Regional Economic Growth. *Prostranstvennaya Ekonomika – Spatial Economics*, 17 (2), 57–80 (in Russ.). <https://doi.org/10.15372/REG20190306>.
2. Ando A., Modigliani F. (1963). The “life cycle” hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53 (1), 55–84.
3. Anundsen A.K, Jansen E.S. (2013). Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Journal of Housing Economics*, 22 (3), 192–212.
4. Boug P., Hungnes H., Takamitsu K. (2024). The empirical modelling of house prices and debt revisited: a policy-oriented perspective. *Empirical Economics*, 66, 369–404.
5. Engle R., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
6. Farrar D.E., Glauber R.R. (1964). Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited. Sloan School of Management. Massachusetts Institute of Technology.
7. Fisher I. (1930). Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it. New York, NY: MacMillan.
8. Fitzpatrick T., McQuinn K. (2007). House prices and mortgage credit: empirical evidence for Ireland. *Manchester School*, 75 (1), 82–103.
9. Granger C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.
10. Jaffee D.M., Modigliani F. (1969). A theory and test of credit rationing. *American Economic Review*, 59 (5), 850–72.
11. Kao Ch. et al. (1999). International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 693–711.
12. Modigliani F., Ando A.K. (1957). Tests of the life cycle hypothesis of savings. *Bulletin of the Oxford Institute of Statistics*, 19, 99–124.
13. Modigliani F., Brumberg R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In: K.K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian economics* (388–436). New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
14. Muellbauer J., Murphy A. (2008). Housing markets and the Economy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24 (1), 1–33.

Информация об авторе

Борис Иванович Алехин, доктор экономических наук, профессор, г. Москва

Information about the author

Boris I. Alekhin, Doctor of Economic Sciences, Professor, Moscow

Статья поступила в редакцию 19.07.2024
 Одобрена после рецензирования 22.12.2024
 Принята к публикации 07.02.2025

The article submitted July 19, 2024
 Approved after reviewing December 22, 2024
 Accepted for publication February 7, 2025