

# Личные сбережения, инфляция и демография в региональном колорите

**Борис Иванович Алехин**

E-mail: [b.i.alekhin@gmail.com](mailto:b.i.alekhin@gmail.com), ORCID: 0000-0002-9571-4836  
г. Москва, Российская Федерация

## Аннотация

Цель настоящего исследования — обнаружить эмпирические свидетельства долгосрочной, равновесной связи между нормой личных сбережений, с одной стороны, и возрастной структурой населения, инфляцией, денежными доходами населения и долей конечного потребления в валовом продукте регионов, с другой стороны. С этой целью из официальной статистики собрана панель данных по 82 субъектам Российской Федерации за 2000–2022 гг. В описательной части статьи дан обзор теорий личных сбережений и показано, какое значение последние имеют для экономического роста, каковы сберегательные предпочтения россиян и почему региональные власти должны поддерживать предельно благоприятный климат для сбережений населения регионов и роста самого населения, особенно его трудоспособной части. Оценка параметров нашей эмпирической ARDL-модели методом объединенных групповых средних показала, что на региональном уровне главными из факторов, объясняющих динамику нормы личных сбережений, являются возрастная структура населения и инфляция. Норма личных сбережений состоит с ними в положительном коинтеграционном отношении.

**Ключевые слова:** личные сбережения, экономический рост, коинтеграция, регионы, Россия

**JEL:** D14, E21, C23

**Для цитирования:** Алехин Б. И. Личные сбережения, инфляция и демография в региональном колорите // Финансовый журнал. 2024. Т. 16. № 3. С. 114–132.  
<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-3-114-132>.

© Алехин Б. И., 2024

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-3-114-132>

## Russians' Personal Savings in the Regional Context

**Boris I. Alekhin**

Moscow, Russian Federation

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

## Abstract

The purpose of this study is to find empirical evidence of long-run equilibrium relationship between the personal savings ratio and several factors that, in the author's opinion, determine this ratio. To achieve this purpose, a panel for 82 regions of the Russian Federation for the years 2000–2022 was assembled on the basis of official statistics data. In the descriptive part of the paper, we examined theories of personal savings, saving behavior of the population, the impact of personal savings on economic growth and the reasons why regional authorities should improve the climate for personal savings and growth of the working-age population in their regions. We used the PMG method to estimate

our empirical ARDL model and found that the personal savings ratio is mainly determined by the age composition of the regional population and regional inflation, while money income and household final consumption are robust control variables. There is a long-run equilibrium relationship between these variables.

**Keywords:** personal savings, economic growth, cointegration, regions, Russia

**JEL:** D14, E21, C23

**For citation:** Alekhin B.I. (2024). Russians' Personal Savings in the Regional Context. *Financial Journal*, 16 (3), 114–132 (In Russ.). <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-3-114-132>.

© Alekhin B.I., 2024

---

---

## **ВВЕДЕНИЕ**

В среднем за 2000–2022 гг. 50,2% валового внутреннего продукта (ВВП) России было израсходовано на конечное потребление домохозяйств (КПД). Минимальные 45,1% пришлось на 2000 г. и максимальные 54,1% — на 2009 г.<sup>1</sup> В среднем за период с I кв. 1995 г. по III кв. 2023 г. с ростом КПД на 1 млрд руб. ВВП рос ежеквартально на 2 млрд руб.<sup>2</sup>

При столь сильной и устойчивой зависимости экономики от потребления домохозяйств даже небольшое изменение пропорции между потреблением и сбережением способно повлиять на темп экономического роста. «Траты домохозяйств на конечные товары и услуги дают около двух третей валового национального продукта, — писал о США руководитель отдела исследований и статистики Федерального резервного банка Сент-Луиса Д. Уилкокс. — Процессы в этой области являются ключевыми как для определения курса общей экономической активности, так и для демонстрации уровня благосостояния населения страны» [Wilcox, 1991, p. 1].

Отдавая себе отчет в том, что не «потреблением единым» живет экономика, власти предприняли очередную попытку заинтересовать россиян в сбережении большей части их денежных доходов. 1 января 2024 г. в России стартовала Программа долгосрочных сбережений граждан. Россияне смогут заключать договор с негосударственными пенсионными фондами (НПФ) на срок от 15 лет и вносить деньги для накопления сбережений, также можно использовать прежние пенсионные накопления или взносы работодателя. Кроме того, доступно софинансирование от государства в течение трех лет для тех, кто заключит договор с НПФ в 2024–2026 гг. и внесет не меньше 2 тыс. руб. за год. В этом случае граждане смогут получать до 108 тыс. руб. за три года. В 2026 г. программа должна вырасти до 1% ВВП<sup>3</sup>.

Какое значение личные сбережения имеют для экономического роста, каковы сберегательные предпочтения россиян и основные факторы, определяющие норму личных сбережений? Почему региональные власти должны поддерживать предельно благоприятный климат для сбережений населения регионов и роста самого населения, особенно его трудоспособной части? В данной работе сделана попытка найти ответы на эти вопросы с использованием теорий сбережений, панели, охватывающей 82 субъекта Российской Федерации за 2000–2022 гг., и эконометрики панельных данных.

---

<sup>1</sup> Рассчитано по данным Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>.

<sup>2</sup> 2 млрд руб. — это коэффициент линейной регрессии ВВП по КПД в текущих ценах.

<sup>3</sup> Путин рассказал о новом инструменте долгосрочных сбережений россиян. URL: [https://digital.gov.ru/ru/events/48617/?utm\\_referrer=https%3a%2f%2fwww.google.com%2f](https://digital.gov.ru/ru/events/48617/?utm_referrer=https%3a%2f%2fwww.google.com%2f).

## ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

### Теория жизненного цикла

Физические лица получают располагаемый доход, который они после обязательных платежей могут потратить сейчас или сберечь, чтобы потратить в будущем. По определению, что не потрачено, то сбережено, так что потребление и сбережение находятся в обратной связи друг с другом. Отношение личных сбережений к личному располагаемому доходу именуется нормой личных сбережений (НЛС), а отношение потребительских расходов в нему же — нормой потребления. Сумма НЛС и нормы потребления равна 100% располагаемого дохода<sup>4</sup>.

С середины 1950-х гг. большинство экономистов использует в качестве стандартных теоретических рамок анализа поведения домохозяйств в области потребления и сбережения теорию жизненного цикла (ТЖЦ) Ф. Модильяни (с соавторами) [Ando, Modigliani, 1963; Modigliani, Ando, 1957; Modigliani, Brumberg, 1954]. Эта неоклассическая теория основана на трех фундаментальных допущениях:

1. Потребители думают о будущем; они принимают решения о расходах с учетом своего текущего и ожидаемого дохода и своих активов.
2. Финансовые рынки настолько развиты, что потребители могут, если того пожелают, брать займы под залог будущего дохода ради финансирования текущего потребления.
3. Люди предпочитают потреблять больше, а не меньше, и делать это регулярно и ровно, а не урывками. Они в своем большинстве не хотят жить по правилу «сегодня густо, а завтра пусто».

Три допущения имеют два серьезных последствия, которые можно обсуждать под углом зрения НЛС. Во-первых, в ТЖЦ сбережения индивидуальных домохозяйств меняются по мере взросления членов домохозяйства. Потребители в начале трудовой деятельности зарабатывают меньше, чем на последующих этапах своей карьеры, при этом они хотят приобретать товары длительного пользования. Соответственно, у этой демографической группы норма сбережения низкая. Потребители среднего возраста зарабатывают больше и, скорее всего, имеют меньше экстраординарных расходов, так что ТЖЦ предписывает им высокую норму сбережения в связи с желанием «скопить на старость». Наконец, после выхода на пенсию потребители сталкиваются с резким сокращением дохода и вынуждены ликвидировать свои сбережения, чтобы поддержать потребление.

При динамике личных сбережений, похожей на колокол нормального распределения, ТЖЦ утверждает, что *НЛС есть функция возрастного состава населения*. Необычно высокая доля молодых и пожилых в общем населении оказывает депрессивное влияние на НЛС, тогда как пропорционально более крупная группа людей среднего возраста повышает ее. Если бы распределение населения по возрастным группам было стационарным (относительный размер каждой группы не менялся), то общая норма сбережения колебалась бы вокруг некоего данного уровня. Однако если бы демографический состав населения со временем менялся, то согласно ТЖЦ менялась бы и общая норма сбережений даже при неизменном поведении домохозяйств на индивидуальном уровне<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Сбережение — поток, уровень вложений в активы за единицу времени. Сбережения — запас, стоимость активов на конкретную дату.

<sup>5</sup> Наряду с ТЖЦ теоретическая литература развивала другую парадигму. Это попытки объяснить, как указанная Дж. М. Кейнсом связь между текущим доходом и потреблением может быть формально оправдана ограничениями по ликвидности и другими препятствиями для полного межвременного сглаживания потребления. По мнению сторонников другой парадигмы, таким образом кейнсианская функция потребления (возможно, дополненная межвременными факторами) возводилась на более прочную теоретическую платформу. Две парадигмы ставили сбережения в разную зависимость от фискальных факторов, процентных ставок, демографии и экономического роста. Другая парадигма в данной статье не рассматривается.

Во-вторых, согласно ТЖЦ, *рост богатства домохозяйств должен ассоциироваться с падением НЛС*. Идея состоит в том, что домохозяйства будут потреблять не только дополнительный доход, генерируемый ростом богатства, но и часть самого богатства, чтобы увеличить расходуюмую часть текущего дохода.

В 1990 г. на пленарном заседании Всемирного конгресса Эконометрического общества в Барселоне Модильяни представил самые полные на тот момент свидетельства связи между экономическим ростом, демографией и сбережениями в развивающихся странах [Modigliani, 1992]. Экономический рост и демографическая структура, утверждал нобелевский лауреат, «мощные предикторы» национальных сбережений, тогда как уровень национального дохода не играет никакой роли. Позднее Модильяни не раз заявлял, что этот эффект роста — суть ТЖЦ и что *гипотеза жизненного цикла — это гипотеза зависимости сбережений от роста*. «Экономический рост, как и рост населения, вызывает позитивные сбережения, и чем быстрее рост, тем выше норма сбережения», — подчеркивает А. Дитон в своем обзоре ТЖЦ [Deaton, 2005, p. 92].

### Инфляционная теория сбережений

Как и в ТЖЦ, в инфляционной теории сбережений (ИТС) потребители думают о будущем и принимают решения о расходах с учетом своего текущего и ожидаемого дохода и своих активов. Отличие от ТЖЦ в том, что в процесс принятия решений «вклинивается» инфляция. НЛС оказывается в зависимости от уровня и волатильности инфляции.

Часто инфляцию делят на ползучую (менее 3% в год), идущую (3–10%), бегущую (10–20%) и галопирующую (гиперинфляцию, более 20%). П. Самуэльсон объединил ползучую инфляцию с идущей в умеренную инфляцию (менее 10% в год). Умеренная инфляция стабильна и не является серьезной экономической проблемой. В России в XXI в. инфляция в своем максимуме дотягивала до «галопирующей», а в минимуме опускалась до ползучей, будучи в среднем умеренной, чуть меньше 10%<sup>6</sup>.

Инфляция двояко влияет на склонность к сбережениям. С одной стороны, она поощряет вложения в недвижимость и иные реальные активы. Этот эффект известен как «бегство от (из) денег» — иногда с такой скоростью, что до недвижимости дело не доходит и люди массово скупают предметы длительного пользования и продукты питания. На сбережения денег не остается, и НЛС падает. Такое поведение ассоциируется с бегущей и галопирующей инфляцией.

С другой стороны, инфляция создает атмосферу неопределенности и пессимизма в отношении будущего. В такой атмосфере склонность к сбережениям усиливается. Сбережения выступают как антидепрессант от потребительского уныния, обезболивающее от потребительских переживаний по поводу цен. Объяснение посложнее ставит во главу угла дисперсию ожидаемого реального дохода, которая открывает возможность непланируемого пополнения и непланируемой ликвидации сбережений. Инфляция увеличивает эту дисперсию. Поскольку домохозяйства предпочитают непланируемое пополнение сбережений непланируемой их ликвидации, они отреагируют на рост инфляции ростом нормы сбережений [Juster, Wachtel, 1972; Howard, 1978]. Такое поведение ассоциируется с «умеренной» и слабо волатильной инфляцией. Поскольку инфляция чаще бывает умеренной и слабо волатильной, чем бегущей и галопирующей, она в целом ведет к росту НЛС.

Оцененная методом взвешенных наименьших квадратов для панельных данных линейная регрессия доли прироста финансовых активов в денежных доходах россиян ( $y$ ) по ИПЦ ( $x$ ) за 2000–2022 гг. показывает, что рост  $x$  на 1% сопровождался ростом  $y$  на 0,96%. Этот результат поддерживает идею о том, что в России *инфляция, создавая*

<sup>6</sup> Подробно об инфляции в России в XXI в. см. [Алехин, 2022].

атмосферу неопределенности и пессимизма в отношении будущего, усиливает склонность к сбережениям, а с ней и НЛС.

В дополнение к этим эффектам, которые можно назвать прямыми, есть эффекты косвенные. Во-первых, инфляция обесценивает реальную стоимость номинальных активов и тем самым сокращает реальную ценность запасов ликвидных активов и чистой стоимости домохозяйств в той мере, в какой богатство домохозяйств состоит из номинальных активов. В результате реальное потребление снижается и НЛС повышается. Во-вторых, инфляция может изменить распределение дохода между домохозяйствами и таким образом повлиять на их сберегательное поведение. Например, инфляция, которую обычно нельзя предсказать, может перераспределить доход в пользу должников и работников (от кредиторов и работодателей). Если эти группы имеют разную склонность к сбережению, то общая НЛС изменится.

### **СБЕРЕГАТЕЛЬНЫЕ ПРЕДПОЧТЕНИЯ РОССИЯН**

Для количественной оценки сберегательной активности россиян использованы два метода, дающих компактные и наглядные результаты. Это, во-первых, такие популярные показатели описательной статистики, как среднее, минимальное, максимальное значение, наклон (тренд) и коэффициент вариации временного ряда, и, во-вторых, гистограмма распределения. Она тоже показатель описательной статистики, но дает наглядное графическое представление функции плотности вероятности некоторой случайной величины, построенное по выборке. Этими методами обработаны средние и наклоны показателей сберегательной активности. Результаты обработки средних дают «среднюю температуру по больнице», а результаты обработки наклонов — ее динамику за последнюю четверть века.

#### **Структура финансовых активов**

Сравнивая остатки на финансовых счетах домохозяйств, которые являются частью системы национальных счетов (СНС), можно составить представление о структуре и динамике сберегательных предпочтений россиян. Среди форм сбережений с огромным отрывом лидируют депозиты в банках и деньги на руках населения (табл. 1). Доля сбережений в этой форме имела положительный наклон в 2012–2022 гг., повышаясь в среднем за год на 0,5%. Коэффициент вариации показывает, что депозиты имеют наименьшую степень изменчивости по отношению к их среднему значению, т. е. наименее рискованны для вкладчиков.

Россияне предпочитают владеть своим богатством в форме банковских вкладов, которые приносят номинально малые или реально (за вычетом инфляции) отрицательные проценты, и в форме наличных денег, которые не приносят даже символических процентов. Зато у них есть достоинство, как магнит притягивающее сбережения: наличные деньги — это абсолютная ликвидность, а вклады предельно ликвидны, их можно закрыть досрочно ценой потери обещанных банком процентов по рыночной ставке. Но если деньги нужны «здесь и сейчас», то никакого вкладчика не остановит такая (малая) цена ликвидности. Дж. М. Кейнс назвал этот драйвер предпочтения ликвидности мотивом предосторожности. Деньги под рукой, писал он, защищают от «болезни неликвидности или виселицы банкротства».

На втором месте с большим отставанием от депозитов стоят ценные бумаги. Доля сбережений в этой форме имела отрицательный наклон в 2012–2022 гг., уменьшаясь в среднем за год на 0,1%. Коэффициент вариации вчетверо выше, чем у депозитов, что означает куда более высокий риск потери дохода и даже убытка самих сбережений. Наибольший положительный наклон у дебиторской задолженности россиян перед юридическими

лицами — 1,2%. Таким образом, произошло перераспределение сбережений в пользу менее рискованных дебиторской задолженности, депозитов и наличных денег, а доля ценных бумаг не изменилась.

Таблица 1

**Описательная статистика финансовых активов домохозяйств,  
2012–2023 гг., %**

Финансовые активы / счета домохозяйств	Описательная статистика				
	Среднее	Наклон	Минимум	Максимум	Коэффициент вариации
Депозиты и наличные деньги	59,6	0,5	13,9	88,1	32,1
Акции и прочие формы участия в капитале	14,7	-0,1	-24,4	55,9	123,8
Страховые и пенсионные резервы	9,6	-1,4	0,1	24,8	70,9
Дебиторская задолженность	8,9	1,2	1,0	25,6	87,2
Долговые ценные бумаги	5,6	0,1	0,2	11,9	64,2
Кредиты и займы	1,5	-0,2	-2,1	6,3	133,3
Монетарное золото и специальные права заимствования	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Итого	100,0	-	-	-	-

Примечание: домохозяйства плюс обслуживающие их некоммерческие организации. В 2023 г. данные за январь–ноябрь.

Источник: Банк России. URL: [https://www.cbr.ru/statistics/macro\\_itm/fafbs/](https://www.cbr.ru/statistics/macro_itm/fafbs/).

В региональной статистике, которую Росстат публикует в сборнике «Регионы России. Социально-экономические показатели», отсутствует используемая в СНС номенклатура финансовых активов. Пришлось воспользоваться тем, что там есть, а именно приростом доли финансовых активов в денежных доходах населения<sup>7</sup>. Зато временные ряды максимальной длины — 22 года (2000–2022 гг.), а для некоторых показателей — 23 года (2000–2023 гг.). Сохранив слово «сбережения» и аббревиатуру НЛС в остальной части статьи, мы подразумевали под ними только финансовые активы и прирост их доли в денежных доходах<sup>8</sup>.

Сборник «Регионы России...» позволяет рассчитать НЛС, долю Сбербанка и долю депозитов в иностранной валюте во всех депозитах физических лиц. Составив в среднем за 2000–2022 гг. 15,7% при минимуме — 15,6% в Тюменской области (без автономных округов) и максимуме 50,5% в Ингушетии, НЛС ежегодно убывала примерно на 0,8%. Невероятной выглядит описательная статистика роли Сбербанка в привлечении личных накоплений. Составив в среднем за 2000–2022 гг. 90,4% (!) при минимуме 70,6% в Ханты-Мансийский автономном округе и максимуме 98,2% в Чечне, доля Сбербанка во всех депозитах физических лиц ежегодно прибавляла 0,8%. Этот рост стал причиной роста НЛС. Судя по коэффициенту вариации, вклады в Сбербанке представляются почти безрисковыми по сравнению с общей НЛС — 4,2% против 59,4%. Наконец, доля депозитов физических лиц в иностранной валюте во всех депозитах физических лиц составила в среднем 12,1%, снижаясь на 0,5% в год. Опять огромен разрыв между минимумом и максимумом: 1,6% в Чечне и 31,7% в Москве. Очевидно, у москвичей потребность в иностранной

<sup>7</sup> Структура использования денежных доходов охватывает покупку товаров и услуг, обязательные платежи и разнообразные взносы, приобретение недвижимости, прирост финансовых активов, в том числе прирост (уменьшение) денег у населения. Финансовые активы никак не детализируются.

<sup>8</sup> Денежные доходы по определению — располагаемые доходы, так как они складываются из тех денежных сумм, которые получило население и которыми, следовательно, оно может располагать.

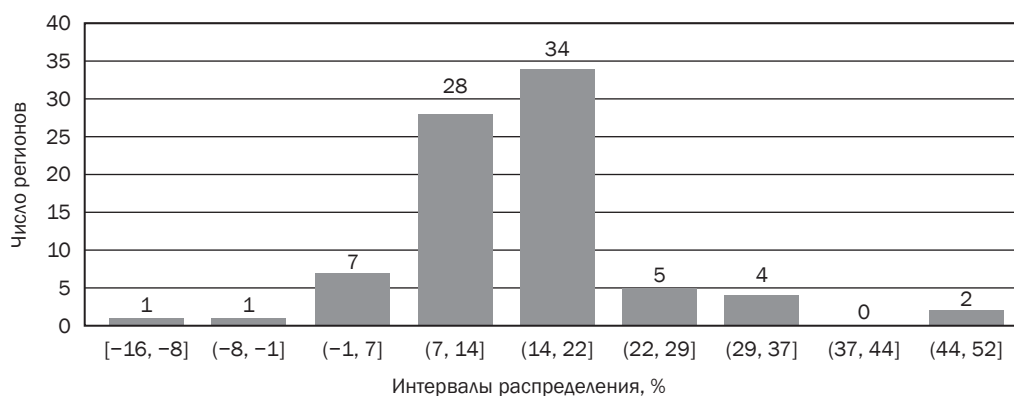


валюте куда больше и разнообразнее, а готовность рисковать ради удовлетворения этой потребности куда устойчивее, чем у населения Чечни. Ведь коэффициент вариации этого показателя немал — 45,7%.

Гистограмма распределения регионов по доле денежных доходов, израсходованных на увеличение финансовых активов, показывает, что из 82 регионов в 61 население вкладывало в финансовые активы 7–22% денежных доходов и в 11 регионах — больше 22% (рис. 1). Отрицательные сбережения наблюдались в Новосибирской и Тюменской (без автономных округов) областях, — соответственно, 2,7 и 15,6%. Отрицательные сбережения возникают в результате расходования денег, изъятых с банковских счетов, поступлений от ликвидации других активов и/или средств, взятых в долг.

Рисунок 1

### Распределение регионов по интервалам НЛС в среднем за 2000–2023 гг.



Источник: рисунок автора.

Приведенная выше описательная статистика соответствует опубликованным в июне 2023 г. результатам выборочного обследования сберегательной и инвестиционной активности населения, проведенного Промсвязьбанком совместно с Научно-исследовательским финансовым институтом Минфина России и Аналитическим центром Национальной ассоциации финансовых исследований. Выбирая формы сбережений и инструменты инвестиций, 54% россиян на первое место ставят возможность забрать деньги тогда, когда они понадобятся, что прекрасно сочетается с кейнсианской идеей о предпочтении ликвидности. 32% опрошенных называют ключевым фактором доходность вложений выше инфляции. Наличные накопления и банковские вклады — самые востребованные и привычные инструменты для россиян — их отметили по 36% опрошенных. О желании открыть сберегательный или накопительный счет заявили 21%, а еще 12% хотели бы инвестировать в недвижимость. В целом россияне ориентированы на краткосрочное планирование сбережений и инвестиций. 64% считают, что сейчас плохое время для долгосрочных, более года, финансовых вложений, а 21% оценивают его как хорошее<sup>9</sup>.

### Цикл сберегательной активности

НЛС — предмет вечного компромисса между текущим и будущим потреблением. Низкая НЛС подразумевает высокое текущее и низкое будущее потребление. Высокое текущее потребление возносит уровень жизни потребителя сейчас, но оставляет меньше

<sup>9</sup> Потребительский подход к сбережениям используют 40% россиян / НАФИ, 2023. URL: <https://nafii.ru/analytics/potrebitel'skiy-podkhod-k-sberezheniyam-ispolzuet-40-rossiyan/>.

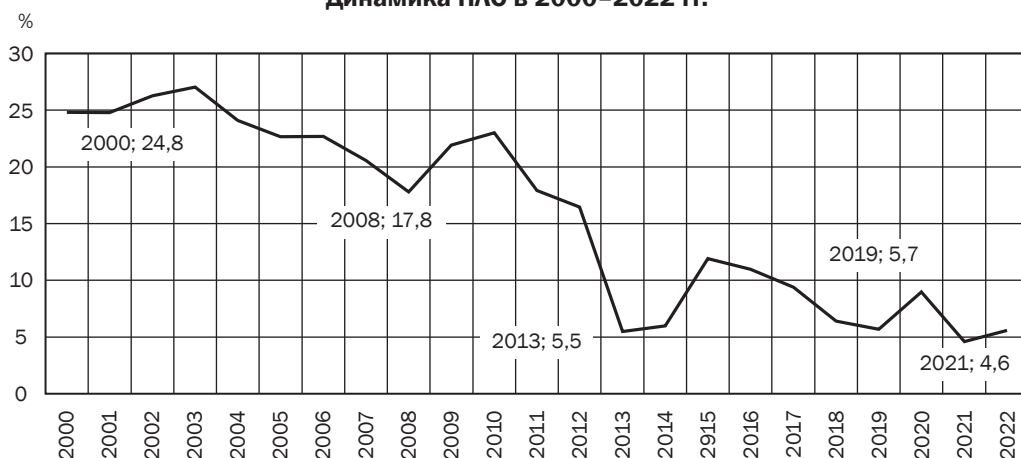
денег для инвестиций в капитальные проекты, которые повысят уровень жизни в будущем, и наоборот. Выбор между потреблением и сбережением оказывает краткосрочное и долгосрочное влияние на экономический рост.

В краткосрочном плане рост НЛС при неизменном доходе может на время замедлить экономическую активность. Если население начнет сберегать большую часть денежных доходов, то сократятся его потребительские расходы. И поскольку эти расходы составляют значительную часть экономики, то даже небольшое их сокращение может вызвать падение совокупного спроса, а с ним и экономической активности. Наоборот, снижение НЛС может вызвать временное ускорение экономического роста, так как население начнет тратить большую часть дохода на потребление.

В среднем за 2000–2022 гг. НЛС сокращалась примерно на 0,8% в год и, соответственно, повышалась норма потребления (рис. 2). Зарабатывая больше, сберегая меньше и потребляя больше, россияне своим растущим платежеспособным спросом поддерживали экономический рост страны в краткосрочном плане, ведь в те годы расходы на КПД равнялись половине ВВП, тогда как валовое накопление, частично финансируемое личными сбережениями, — лишь 22,9% ВВП<sup>10</sup>. Оцененная методом взвешенных наименьших квадратов для панельных данных линейная регрессия логарифма темпа роста ВВП ( $y$ ) по логарифму темпа роста расходов домашних хозяйств на конечное потребление ( $x$ ) за 2000–2022 гг. показывает, что рост  $x$  на 1% сопровождался ростом  $y$  на 1,1%.

Рисунок 2

Динамика НЛС в 2000–2022 гг.



Источник: рисунок автора.

Вредно или полезно изменение НЛС в краткосрочном плане, зависит от состояния экономики, так как НЛС испытывает заметное влияние цикла деловой активности. Каждый из пяти ее минимумов приходится на год, когда российская экономика переживала рецессию (рис. 2)<sup>11</sup>. Во время рецессии население может рационально отреагировать на сокращение дохода ростом его потребляемой части. Напротив, во время здоровой и растущей экономики население может отреагировать на рост дохода ростом его сберегаемой части.

<sup>10</sup> Рассчитано по данным Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>.

<sup>11</sup> 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).



Общий уровень инвестиций — важнейший драйвер долгосрочного экономического роста, а личные сбережения — основной внутренний источник финансирования инвестиций. На финансовом рынке личные сбережения переходят в распоряжение производителей, которые превращают кредиты и выручку от размещения ценных бумаг в новые инвестиции. В той мере, в какой личные сбережения позволяют повышать общий уровень инвестиций, рост НЛС при прочих равных условиях вызывает со временем ускорение экономического роста.

Кроме вездесущего цикла деловой активности экономика испытывает подспудный цикл сберегательной активности, состоящий из фазы роста НЛС и фазы снижения НЛС. Рано или поздно подогреваемая КПД экономика начинает ощущать дефицит новых инвестиций. Физически и морально стареют средства производства, поток новых предметов труда и конечной продукции на рынок ослабевает. Этот дефицит проявляется в росте инфляции и доходности финансовых активов, что побуждает домохозяйства меньше потреблять и больше сберегать. Экономика вступает в фазу роста НЛС. Соответственно, падает норма потребления, а вместе с ней и доля КПД в ВВП. С некоторым лагом деловая активность замедляется. Получив новые инвестиции, профинансированные частично новыми сбережениями домохозяйств, экономика переходит в фазу снижения НЛС и, соответственно, роста нормы потребления. Полет экономики на КПД возобновляется.

Методом взвешенных наименьших квадратов для панельных данных мы оценили параметры линейной регрессии темпа прироста физического объема ВРП в среднем за 2000–2022 гг. по НЛС. В текущем году с ростом НЛС на 1% темп снижался на 0,16%. С лагами один, два и четыре года эластичность темпа по НЛС была положительной: 0,19, 0,15 и 0,07%, а с лагами три и пять лет — отрицательной: 0,07 и 0,8% (табл. 2). Эти эмпирические результаты подтверждают идею о цикле сбережений. Однако низкие коэффициенты регрессии указывают на то, что связь цикла сбережений с экономическим ростом весьма слабая. Многие другие факторы влияют на экономический рост.

Таблица 2

**Оценки параметров линейной регрессии темпа прироста физического объема ВРП по НЛС**

Лаги НЛС, число лет	Коэффициент регрессии (в скобках — стандартные ошибки)
0	-0,155 (0,024) ***
1	0,190 (0,031) ***
2	0,150 (0,031) ***
3	-0,067 (0,032) **
4	0,065 (0,032) **
5	-0,078 (0,024) ***
Свободный член	100,651 (0,191)

Примечание: метод оценивания: метод взвешенных наименьших квадратов для панельных данных. Использовано наблюдений: 1476, включено регионов: 82. \*\*\*, \*\* — 1-процентная и 5-процентная значимость оценки коэффициента.

Источник: рассчитано автором.

**ЭМПИРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ**

Эмпирическим называется исследование, нацеленное на выявление причинно-следственных связей между факторами, которые, по мнению исследователя, могут соотноситься друг с другом как причина со следствием. Инструментарий для такого исследования составляет эконометрика — наука о причинах и следствиях, полная теория того, как одно событие вызывает другое. Описательная статистика, включая результаты регрессионно-корреляционного анализа, ничего не сообщает о причинах и следствиях и лишь характеризует выборку под тем или иным углом зрения. Как пишет математик Н. Грин в блоге для британской The Guardian, «повторяйте за мной, корреляция не причинность, корреляция

не причинность, корреляция не причинность... Это мантра статистики, результат муштры, как на плацу, любого подающего надежды статистика»<sup>12</sup>.

### Анализируемые данные

Статистической основой эмпирического исследования является сформированная из региональной статистики Росстата панель, охватывающая 82 субъекта 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  $r = 82 \times 23 = 1886$ . Наша сбалансированная панель широкая ( $N$ ) и неглубокая ( $T$ ). Справа от столбца «Год» — столбцы, где хранятся десятки тысяч значений переменных эмпирической модели (табл. 3). 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 3

#### Панельная организация анализируемых данных

Код региона	Регион	Год	Ln(AMI)
1	Республика Адыгея	2000	7,23
...	...	...	...
1	Республика Адыгея	2022	10,50
...	...	...	...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2000	8,93
...	...	...	...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2022	11,67

Примечание: коды регионов взяты из справочника Федеральной налоговой службы «Субъекты Российской Федерации». Из-за неполных данных в панель не попали Чеченская Республика (20), Ненецкий автономный округ (83), Республика Крым (91), г. Севастополь (92), иные территории, включая город и космодром Байконур (99). В панель вошли Тюменская область с Ханты-Мансийским и Ямало-Ненецкого 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: Регионы России. Социально-экономические показатели. Статистический сборник, разные годы / Федеральная служба государственной статистики.

Можно было предположить, что наша панель обладает следующими свойствами. Во-первых, регионы во многом неоднородны (география, климат, демография и др.). Отсюда выбор: либо оценить и затем усреднить коэффициенты региональных регрессий, либо объединить (pool) данные и допустить, что все коэффициенты и дисперсии ошибок идентичны (проблема региональных коэффициентов). Во-вторых, в среднем значении некоторых временных рядов имеется единичный корень (нестационарность). В-третьих, НЛС находится в двусторонней причинно-следственной связи с некоторыми факторами, определяющими ее динамику (эндогенность). В-четвертых, значения предыдущих остатков регрессии завышают или занижают значения последующих (автокорреляция остатков). В-четвертых, некоторые факторы испытывают линейную взаимозависимость (коллинеарность). Наконец, панель имеет малую временную структуру. Нужны были форма эмпирической модели и метод ее оценивания, способные при наличии у панели этих свойств выдавать состоятельные и эффективные оценки параметров модели.

<sup>12</sup> Correlation is not causation. URL: <https://www.theguardian.com/science/blog/2012/jan/06/correlation-causation>.

### Форма эмпирической модели и метод ее оценивания

Следующая часть эмпирической платформы — модель панельных данных, параметры которой предстояло оценить, чтобы выяснить, существует ли долгосрочная, равновесная связь НЛС с объясняющими переменными. Мы воспользовались моделью коррекции ошибки (ЕСМ). Под ошибкой понимается отклонение «системы» от равновесия (дисбаланс) в результате шока в правой части ЕСМ. В этой модели долгосрочная динамика эндогенных переменных ограничена возвратом к равновесию путем краткосрочной коррекции ошибки, поэтому ЕСМ называют еще коинтеграционной формой «старой доброй» модели распределенных лагов (ARDL-модели). ARDL-модель превращается в динамическую ЕСМ путем включения в правую часть лага зависимой переменной, обеспечивающего указанную коррекцию:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \beta_i' x_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i1}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где:  $\Delta$  — разностный оператор;

$\phi_i$  — скалярные коэффициенты коррекции ошибки модели;

$\beta_i$  —  $(k \times 1)$  векторы коэффициентов объясняющих переменных;

$y_{i,t-1} - \beta_i' x_{it} = EC_{it}$  — переменная коррекции ошибки модели;

$\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ ,  $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$ ;

$\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$ ;

$\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

ЕСМ приносит ожидаемые результаты при следующих допущениях. Во-первых, случайные возмущения  $\varepsilon_{it}$  распределены независимо от  $x_{it}$  и  $\mu_t$ . Это допущение необходимо до получения состоятельных оценок коэффициентов  $\phi_i$ . Во-вторых, ЕСМ обладает динамической стабильностью в том смысле, что все корни характеристического уравнения  $\sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j = 1$ ,  $i = 1, \dots, 82$  лежат вне единичной окружности. Это допущение гарантирует, что  $\phi_i < 0$ , равновесие будет восстановлено и что между  $y_i$  и  $x_{it}$  существует долгосрочная связь в виде следующего коинтегрирующего отношения:

$$y_{it} = -(\beta_i' / \phi_i) x_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

для каждого  $i = 1, 2, \dots, 82$ , где  $\eta_{it}$  — стационарный процесс. Это допущение также обеспечивает, что степень интеграции  $y_t$  не больше степени интеграции  $x_{it}$  [Pesaran et al., 1997].

Необходимое для получения PMG-оценок объединение временных рядов срабатывает при допущении, что долгосрочные коэффициенты, определенные как  $\theta_i = -\beta_i' / \phi_i$  идентичны, т. е.  $\theta = \theta_i$ . Тогда уравнение (2) принимает следующий вид для каждого  $i = 1, \dots, 82$ :

$$y_{it} = x_{it} \theta + \eta_{it}. \quad (3)$$

Пользователь эконометрического пакета одним «кликом» получает  $\phi_i$  и  $\theta$ . Программный код описывает следующую последовательность: сначала разом для всех регионов методом максимального правдоподобия оценивается  $\theta$ , затем для каждого региона тем же методом оцениваются  $\phi_i = -\beta_i' / \theta$ .

Главное свойство коинтегрированных переменных — чувствительность их краткосрочной динамики к любому отклонению от долгосрочного равновесия. ЕСМ описывает динамический процесс ликвидации дисбаланса. «Идея проста — часть дисбаланса, возникшего в одном периоде, устраняется в следующем периоде... Например, в системе двух переменных типичная модель коррекции ошибок увязывает изменение одной переменной

с прошлыми нарушениями равновесия и прошлым изменением обеих переменных», — отмечают разработчики теории и методологии коинтеграции нобелевские лауреаты К. Грэнджер и Р. Энгл [Engle, Granger, 1987, p. 254].

Идею Грэнджера — Энга реализуют четыре компоненты ЕСМ.  $EC_{it}$  представляет дисбаланс как разность между зависимой переменной в текущем году и объясняющими переменными в предыдущем году. Статистически значимая  $\phi_i < 0$  определяет скорость ликвидации дисбаланса, возникшего из-за внешнего шока какой-нибудь объясняющей переменной в предыдущем году. Долгосрочные коэффициенты  $\beta_i$  задают новую точку равновесия, в которую должна прибыть зависимая переменная после ликвидации дисбаланса. Лаги первой разности показывают, как зависимая переменная взаимодействует сама с собой и объясняющими переменными в процессе восстановления равновесия. Вместе с  $\phi_i$  они образуют механизм восстановления равновесия путем краткосрочной коррекции.

Для оценивания параметров ЕСМ использован метод объединенных групповых средних (PMG), предложенный Х. Песараном, Ю. Шином и Р. Смитом после того, как они заключили, что традиционные методы, такие как сквозной OLS, FE-модель и GMM, «могут выдавать несостоятельные и потенциально очень обманчивые оценки средних значений параметров динамических панельных моделей» (Pesaran et al., 1997, p. 1). Эти авторы также предложили использовать PMG в паре с ЕСМ, расширив при этом классическое определение коинтеграции Энга — Грэнджера.

Традиционные тесты на коинтеграцию выполняются при допущении, что коинтегрированными могут быть только нестационарные переменные. Массовое освоение этих тестов в эмпирической литературе породило уверенность в том, что долгосрочные связи существуют только между нестационарными переменными, если они коинтегрированы. Работы Песарана, Шина и Смита развеяли это заблуждение: PMG может выдавать состоятельные и эффективные оценки коэффициентов долгосрочной связи между переменными с разной степенью интеграции.

Еще одна причина присмотреться к PMG — это длина временных рядов. «Во многих исследованиях число временных периодов меньше 20 и числа групп... В таких случаях можно использовать... метод объединенных групповых средних, основанный на допущении идентичности долгосрочных параметров всех пространственных единиц, но допускающий межгрупповые различия в краткосрочной динамике. Экономическая теория часто предсказывает одинаковые коинтеграционные отношения между пространственными единицами, но не конкретизирует магнитуру краткосрочной динамики...» — отмечает Песаран (Pesaran, 2015, p. 851–852). Это наш случай.

Наконец, с лагами и первой разностью переменных ЕСМ PMG выдает состоятельные оценки в присутствии эндогенности, исключает взаимную коинтеграцию нестационарных регрессоров и устраняет коллинеарность. Таким образом, нет необходимости выполнять чреватые ненадежными результатами тесты на нестационарность, эндогенность, коинтеграцию и коллинеарность<sup>13</sup>.

### Переменные эмпирической модели

В нашей эмпирической модели НЛС — зависимая переменная. В реальности зависит она от мириады факторов. Региональная статистика обеспечивает операционализацию некоторых из них. Но выбор даже из этого короткого списка является проблемой. Мы руководствовались следующим замечанием классиков эконометрики Д. Е. Фаррара и Р. Р. Глобера: «Из комбинации теории, наличной информации и догадки выбираются переменные

<sup>13</sup> Подробнее о PMG/ЕСМ см. [Алехин, 2021].

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, р. 14, 16, 49]. С ростом числа регрессоров каждый из них измеряет лишь различные нюансы одних и тех же немногих базовых факторов. Исследователь просто размазывает базовую выборочную информацию все более тонким слоем по растущему числу регрессоров, создавая для себя такую непростую проблему, как мультиколлинеарность.

Проблема в том, какие «две-три» переменные считать «стратегически важными». Теория (ТЖЦ, ИТС) подсказывает, что лучшими претендентами на эту роль являются экономический рост, возрастная структура населения и инфляция. Наличная информация, т. е. региональная статистика, поддерживает превращение этих величин в следующие измеряемые переменные:

- 1) зависимая переменная: прирост доли финансовых активов в номинальных располагаемых денежных доходах населения регионов (НЛС), %;
- 2) «стратегически важные» объясняющие переменные (регрессоры):
  - доля лиц трудоспособного возраста во всем населении региона (НТВ)<sup>14</sup>, %;
  - темп изменения физического объема валового регионального продукта (ВРП) к предыдущему году (ТЭР), %;
  - индекс потребительских цен, декабрь к декабрю предыдущего года (ИПЦ), %;
- 3) контрольные объясняющие переменные (регрессоры)<sup>15</sup>:
  - доля расходов на конечное потребление домохозяйств в ВРП (КПД), %;
  - разрыв выпуска — разность между фактическими значениями ВРП и его трендом<sup>16</sup>, % ВРП. Выделяет колебания, привносимые в динамику НЛС циклом деловой активности (ЦДА).

Таблица 4

**Связи переменных с теорией и их ожидаемое влияние на НЛС**

Переменная	Соединяет эмпирическую модель	Влияние
НТВ	с ТЖЦ	Положительное
ИПЦ	с ИТС	Положительное
ТЭР	с ТЖЦ	Положительное
КПД	с зависимостью экономического роста от КПД	Отрицательное
ЦДА	с циклом деловой активности	Отрицательное

Источник: составлено автором.

Переменные прологарифмированы, кроме ЦДА, чтобы убрать мультипликативные эффекты и приблизить распределение переменных к нормальному<sup>17</sup>. Переменная ЦДА

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

<sup>15</sup> Контрольные переменные — это факторы, которые исследователь считает неизменными или ограниченными. Они не так важны с точки зрения цели исследования, но контролируются (путем включения в модель), поскольку могут повлиять на результаты. Они позволяют с большей уверенностью использовать популярное выражение «при прочих неизменных условиях».

<sup>16</sup> Для извлечения тренда с помощью фильтра Ходрика — Прескотта со сглаживающим параметром 100 использована надстройка Excel HP Filter K. Аннена (Hodrick Prescott Filter. URL: <http://web-reg.de/webreghodrick-prescott-filter/>).

<sup>17</sup> Переменные «провалили» проверку на нормальное распределение с помощью тестов Дурника — Хансена, Шапиро — Уилка, Лиллифорса и Жарка — Бера, что неудивительно. Нормально распределенные переменные — большая редкость.

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 Akaike (AIC).

Описательная статистика переменных ничего не говорит о причинно-следственных связях между ними, а лишь суммирует выборку в виде описательных коэффициентов (табл. 5). В данном случае центральную тенденцию описывают среднее и наклон, а изменчивость — стандартное отклонение, минимум и максимум. Все регрессоры, кроме КПД, имели отрицательный наклон, что предопределило отрицательный наклон НЛС. Коэффициент вариации объединяет центральную тенденцию и изменчивость. Наибольшего воздействия на НЛС можно было ожидать от регрессоров с наименьшим коэффициентом вариации, а именно от ИПЦ, НТВ и ТЭР.

Таблица 5

**Описательная статистика переменных, %**

Показатель	НЛС	НТВ	ИПЦ	ТЭР	КПД	ЦДА
Наклон*	-1,1	-0,3	-0,5	-0,4	0,1	-0,8
Среднее	2,2	4,1	4,7	4,6	1,8	0,0
Минимум	-2,3	3,9	4,6	4,3	-1,0	-2,4
Максимум	4,2	4,3	4,9	5,2	2,2	2,0
Стандартное отклонение	1,627	0,060	0,045	0,053	0,275	0,195
Коэффициент вариации**	75,6	1,5	1,0	1,1	15,6	11,4

\* Коэффициент линейной регрессии переменной по времени (средний годовой темп изменения).

\*\* Умноженное на 100 частное от деления стандартного отклонения на среднее.

Источник: рассчитано автором.

Тест на нестационарность все же необходим. Он определяет степень ( $d$ ) интеграции ( $I$ ), короткого  $I(d)$ , временного ряда<sup>18</sup>. Ряд  $I(0)$  стационарен, ряд  $I(\geq 1)$  нестационарен. Тренд в среднем значении из-за наличия единичного корня — основная причина нарушения стационарности. Тест Има — Песарана — Шина (IPS) для панельных данных должен был подтвердить целесообразность использования ECM с точки зрения интеграционных свойств регрессоров. Окажись все они  $I(0)$ , о коинтеграции можно было бы забыть и адекватным стало бы применение традиционной, неограниченной ARDL-модели (той, что лишена параметра коррекции ошибок за ненадобностью). Если зависимая переменная —  $I(1)$ , а все регрессоры —  $I(0)$ , то спецификация модели неудовлетворительная; поведение нестационарной переменной нельзя объяснить поведением стационарных переменных. А если зависимая переменная —  $I(1)$  и среди регрессоров хотя бы один —  $I(1)$ , то ECM — единственное корректное решение.

Нулевая гипотеза теста IPS «регионы следуют процессу индивидуального единичного корня» опровергается в пользу гипотезы стационарности, если для статистики теста  $p < \alpha = 0,05$ . В нашей панели четыре переменных  $I(1)$  и две —  $I(0)$  (табл. 6). Этот результат дает зеленый свет применению ECM. Оценивание долгосрочных отношений между переменными с разной степенью интеграции как раз конек PMG/ECM.

Для уточнения состава стратегически важных переменных выполнен тест Грэнджера на блок-экзогенность. Чтобы считать переменную (слабо) экзогенной, надо убедиться в ее индифферентности к изменениям системы. Экзогенная переменная не реагирует на любую разбалансировку системы.

<sup>18</sup> Степень  $d$  показывает, сколько раз нужно дифференцировать переменную  $I(\geq 1)$ , чтобы она стала  $I(0)$ .



## Статистика теста IPS

Переменная (число лагов в тестовом уравнении)	$W - tbar$ (в скобках – значения $p$ )	$I(d)$
НЛС (1)	3,820 (0,9999)	$I(1)$
НТВ (1)	7,430 (1,0000)	$I(1)$
ИПЦ (1)	-12,106 (0,0000)	$I(0)$
ТЭР (3)	-1,186 (0,1177)	$I(1)$
КПД (3)	-1,414 (0,0787)	$I(1)$
ЦДА (1)	-25,782 (0,0000)	$I(0)$

Источник: рассчитано автором.

Ответственность за восстановление равновесия распределяется между эндогенными переменными, которые, меняясь в текущем и, возможно, в будущих периодах, достигают своего нового равновесного значения. Другими словами, экзогенная переменная влияет на взаимосвязи, описываемые экономической моделью, но сама не подвергается воздействию с их стороны.

Тест Гранджера отвечает на вопрос, можно ли эндогенную переменную считать (слабо) экзогенной. Для проверки этой гипотезы в уравнениях векторной авторегрессии каждый регрессор и все они вместе (блок) приравниваются к нулю и выполняется тест Вальда на значимость «обнуления». Если  $\chi^2$ -статистика теста Вальда значима ( $p < \alpha = 0,05$ ), то регрессор или блок регрессоров признается экзогенным.  $\chi^2$ -статистика незначима для КПД. Эта переменная не может быть признана экзогенной, ее удаление из уравнения с зависимой переменной НЛС не ведет к потере важной информации о НЛС (табл. 7). Остальные переменные, наоборот, не могут быть удалены без потери важной информации о НЛС. Этот результат соответствует теоретическим выкладкам об их важной роли в определении НЛС. Тест Гранджера подсказывает, что лучшими кандидатами на роль «стратегически важных» переменных являются НТВ и ИПЦ. Больно велика у них  $\chi^2$ -статистика и мала вероятность  $p$ . Остальным переменным досталась почетная роль контрольных переменных<sup>19</sup>.

Таблица 7

## Результаты теста Гранджера на блок-экзогенность

Переменная, исключенная из уравнения НЛС	Wald $\chi^2$ -статистика (в скобках – значения $p$ )
ИПЦ	100,263 (0,0000)***
НТВ	24,489 (0,0000)***
ТЭР	17,457 (0,0002)***
ЦДА	8,803 (0,0123)***
КПД	3,230 (0,1988)
Исключены все	211,380 (0,0000)***

Примечание: выборка: 2000–2022 гг.; использовано наблюдений: 1722; \*\*\* 1-процентная значимость статистики.

Источник: рассчитано автором.

<sup>19</sup> Контрольные переменные – это факторы, которые исследователь считает неизменными или ограниченными. Они не так важны с точки зрения цели исследования, но контролируются (путем включения в модель), поскольку могут повлиять на результаты. Они позволяют с большей уверенностью использовать популярное выражение «при прочих неизменных условиях».

### Оценка параметров эмпирической модели

PMG-оценки чувствительны к числу лагов  $p$  и  $q$  в ЕСМ. В нашем случае выбор ограничен одним или двумя лагами. При трех лагах возникает точная коллинеарность регрессоров или ее аппроксимация. Поскольку PMG-оценки извлекаются методом максимального правдоподобия, сравнить ЕСМ с разным числом лагов по точности подгонки к данным можно по логарифму функции правдоподобия ( $\ell$ ). Чем он больше, тем точнее подгонка. При одном лаге  $\ell = -1057,550$  (75 итераций), при двух лагах  $\ell = -553,538$  (79 итераций). Поэтому ниже приведены PMG-оценки параметров ЕСМ с двумя лагами.

Кроме PMG Песаран с соавторами предложили использовать для решения проблемы неоднородности долгосрочных коэффициентов метод групповых средних (MG). MG-оценки основаны на допущении всецелой неоднородности: все параметры регрессии свободно меняются от региона к региону, что обеспечивает полный учет региональной специфики. Для каждого региона оцениваются параметры регрессии и анализируется их распределение. Особый интерес вызывает среднее групповых коэффициентов (отсюда название «групповые средние»). MG-оценки средних параметров состоятельны, но, допуская полную неоднородность долгосрочных коэффициентов, они не учитывают того факта, что некоторые параметры являются общими для регионов. PMG, наоборот, предполагает однородность ( $\theta = \theta_i$ ) и тем самым нацеливает исследователя на поиск коинтеграции.

Для проверки значимости отличия PMG-оценок от MG-оценок использован тест Хаусмана (Hausman) с нулевой гипотезой «отличия значимы». Допущение однородности увеличило отрыв PMG-оценок от MG-оценок настолько, что нулевая гипотеза не была опровергнута:  $\chi^2$ -статистика теста равна 2,236 с  $p = 0,816$ . Следовательно, первые выглядят предпочтительнее вторых, и MG-оценки далее не обсуждались.

Тест Вальда проверяет гипотезу несостоятельности модели. Если приравнять коэффициенты регрессоров к нулю, то тест Вальда определит, насколько далеко их расчетное коллективное значение от нуля, чтобы быть значимым. И если  $F$ -статистика теста Вальда с достаточной вероятностью ( $p$ ) отвергает нулевую гипотезу, то модель считается адекватной. Это наш случай:  $F$ -статистика равна 483,662 с  $p < 0,000$ .

Мы не ошиблись, выбрав НТВ, ТЭР и ИПЦ «стратегически важными» переменными. Их вклад в объяснении динамики НЛС по отдельности больше вклада контрольных переменных. Так как НТВ, ТЭР и ИПЦ снижались в среднем за 2000–2022 гг. на 0,3, 0,4 и 0,5% в год соответственно, точнее было заключить, что с падением НТВ на 1% НЛС снижалась на 8,5%, с падением ТЭР на 1% НЛС снижалась на 5,1% и с падением ИПЦ на 1% НЛС снижалась на 4,9%. Эти результаты подтвердили теоретические выкладки.

Таблица 8

**PMG-оценки параметров модели (1)**

Переменные	Коэффициенты (в скобках — значения $p$ )
Долгосрочные коэффициенты при «стратегически важных» переменных	
$\ln \text{НТВ}_{i,t}$	8,539 (<0,000)***
$\ln \text{ТЭР}_{i,t}$	5,111 (0,0190)***
$\ln \text{ИПЦ}_{i,t}$	4,902 (<0,000)***
Долгосрочные коэффициенты при контрольных переменных	
$\ln \text{КПД}_{i,t}$	-4,643 (<0,000)***
$\text{ЦДА}_{i,t}$	-0,723 (<0,000)***
Краткосрочный коэффициент коррекции ошибки модели ( $EC_{i,t}$ )	
$\phi_i$	-0,784 (<0,000)***

Примечание:  $N, T = (82, 21)$ ,  $n = 1722$ ; экзогенная компонента: 1 (свободный член); общий порядок лагов для уровней: 2; тип модели: конвенция Pesaran — Shin — Smith; \*\*\* 1-процентная значимость оценки коэффициента. Источник: рассчитано автором.

Результаты оценивания параметров модели (1) также подтвердили сильную и устойчивую обратную связь между НЛС и КПД. С ростом КПД на 1% НЛС снижалась на солидные 4,6%. Небольшое (но статистически значимое) отрицательное влияние на НЛС оказывал ЦДА. С его ростом на 1% НЛС снижалась на 0,7%. Эти 0,7% уходили в потребление.

Обратимся теперь к коррекции ошибки модели.  $EC_{i,t}$  — это разность между прошлогодним значением НЛС и новой точкой равновесия, в которую должна прибыть НЛС со скоростью, заданной коэффициентом  $\phi_i$ . При  $\phi_i = -1$  равновесие восстанавливается с максимальной скоростью уже через год. Чем ближе отрицательный  $\phi_i$  к нулю, тем медленнее восстановление. Положительный  $\phi_i$  означает, что система сходит с пути к равновесию. Для всех регионов  $\phi_i = -0,784$ . Экономическим агентам России потребовалось примерно 1,2 года на восстановление равновесия:  $1/0,784 = 1,276$ .

Регионы дружно поддержали общероссийский результат. Только у Костромской области и Чукотского автономного округа  $\phi_i > 0$  и незначима. У 80 регионов  $\phi_i < 0$  и значима, меняясь от  $-0,205$  у Челябинской области до  $-1,083$  у Свердловской области. Экономике 80 регионов стремились к равновесию совершенно разными темпами. Поскольку значимо отрицательный  $\phi_i$  удостоверяет долгосрочную связь НЛС с объясняющими переменными, можно заключить, что PMG состоит из 80 коинтегрированных региональных панелей.

### Еще о причинах и следствиях

Еще один способ проверить, находится ли экономический рост в причинно-следственной связи с НЛС, — это выполнить тест на парную причинность по Грэнджеру [Granger, 1969]. Были ли изменения НЛС причиной изменений темпа прироста физического объема ВРП, или изменения темпа вызывали изменения НЛС, или причинно-следственная связь была взаимной? Тест основан на векторной авторегрессии (VAR). VAR — это  $m$  совместно эндогенных переменных, каждая из которых является линейной функцией  $k$  лагов самой себя и остальных переменных, так что деление переменных на зависимые и независимые отсутствует, они симметричны. В нашем случае VAR имеет следующий вид:

$$\text{Темп}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Темп}_{t-1} + \dots + \alpha_i \text{Темп}_{t-k} + b_1 \text{НЛС}_{t-1} + \dots + b_i \text{НЛС}_{t-k} + \epsilon_t, \quad (4)$$

$$\text{НЛС}_t = c_0 + c_1 \text{НЛС}_{t-1} + \dots + c_i \text{НЛС}_{t-k} + d_1 \text{Темп}_{t-1} + \dots + d_i \text{Темп}_{t-k} + u_t, \quad (5)$$

где  $\Delta$  — разностный оператор,  $k$  — число лагов,  $\epsilon_t$  и  $u_t$  — остаточные члены регрессий.

Важной чертой VAR-модели является отсутствие в правой части текущих значений переменных. Каждая регрессия проникает в «прошлое» своих регрессоров на  $k$  лагов. В данном случае  $k = 3$ .

Тестируя нулевую гипотезу (статус-кво) в отношении коэффициентов VAR:  $b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$  против альтернативной:  $b_1 = b_2 = \dots = b_p \neq 0$ , мы полагаем, что  $x$  — не причина для  $y$ , и наоборот, тестируя нулевую гипотезу  $d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$  против альтернативной:  $d_1 = d_2 = \dots = d_p \neq 0$ , мы полагаем, что  $y$  — не причина для  $x$ .

Причинность по Грэнджеру не следует принимать за чистую монету. Если  $x$  — причина и  $y$  — следствие, то это не значит, что существует экономический механизм, ставящий  $y$  в зависимость от  $x$ . Грэнджер свел определение причинности к вопросу, помогает «прошлое»  $x$  предсказывать «будущее»  $y$  или помогает только «прошлое»  $y$ ? Если «прошлое»  $y$  помогает предсказывать «будущее»  $x$ , то  $y$  — причина для  $x$ , а если не помогает, то  $y$  — не причина для  $x$ . Грэнджер также разделил причинность на одностороннюю,  $x \Rightarrow y$  или  $x \Leftarrow y$ , и двухстороннюю,  $x \Leftrightarrow y$ . Если  $x \not\Rightarrow y$  и  $x \not\Leftarrow y$ , то ряды статистически независимы [Granger, 1969]. Тест обнаружил, что на каждом лаге (один, два и три года) рост НЛС являлся причиной по Грэнджеру увеличения темпа прироста физического объема ВРП ( $p < 0,05$ ), а рост темпа не являлся причиной по Грэнджеру роста НЛС ( $p > 0,05$ ) (табл. 9).

Напомним: первопричина экономического роста — инвестиции, частично финансируемые личными сбережениями.

Таблица 9

**F-статистика панельного теста  
на парную причинность по Грэнджеру (в скобках — значения *p*)**

Нулевая гипотеза	Лаг 1	Лаг 2	Лаг 3
НЛС $\nrightarrow$ Темп	18,680 (< 0,000)	13,067 (< 0,000)	9,318 (< 0,000)
Темп $\nrightarrow$ НЛС	0,603 (0,4374)	0,565 (0,5684)	0,976 (0,4032)

Источник: рассчитано автором.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

Личные сбережения играют ключевую роль в поддержании экономического роста. Когда домохозяйства увеличивают свои сбережения, производители получают больше банковских кредитов и средств от размещения ценных бумаг, которые они превращают в новый физический и человеческий капитал — основу будущего производства и генератор дохода. Таков косвенный вклад сбережений в долгосрочное экономическое процветание.

С эмпирической точки зрения данное исследование представляет собой попытку определить, существует ли между НЛС и факторами, объясняющими ее динамику, долгосрочная связь, иначе говоря, коинтегрированы ли они. Коинтеграция — это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии [Engle, Granger, 1987]. Долгосрочная связь — свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция — это когда нестационарные регрессоры, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Неизвестно, куда они направляются, но известно, что они направляются туда вместе, ибо связаны общим трендом.

Оценка параметров нашей эмпирической модели методом объединенных групповых средних показала, что на региональном уровне главным отдельным фактором, объясняющим динамику НЛС, являлась доля лиц трудоспособного возраста во всем населении региона. Вот почему региональные власти должны всячески стимулировать опережающий рост трудоспособного населения, если они заинтересованы в росте личных накоплений и инвестиций в регионе. Далее, с падением темпа изменения физического объема ВРП НЛС снижалась, а с ростом инфляции — повышалась. Также подтверждена сильная и устойчивая обратная связь между НЛС и конечным потреблением домохозяйств. Заметное отрицательное влияние на НЛС оказывал цикл деловой активности: при положительном разрыве выпуска НЛС снижалась, при отрицательном — повышалась. НЛС состояла с этими переменными в коинтеграционной связи. Наконец, тест на парную причинность по Грэнджеру обнаружил, что с лагом в один, два и три года рост НЛС являлся причиной увеличения темпа прироста физического объема ВРП, а рост темпа не являлся причиной роста НЛС. Первопричина экономического роста — инвестиции, частично финансируемые личными сбережениями граждан.

**Список источников / References**

1. Алехин Б. И. Динамика инфляции в России и США в 2000–2021 гг. // Международная экономика. 2022. № 3. С. 182–198. <https://doi.org/10.33920/vne-04-2203-01> / Alekhin B.I. (2022). Inflation Dynamics in Russia and the USA in 2000–2021. *Mezhdunarodnaya ekonomika – International Economy*, 3, 182–198 (In Russ.). <https://doi.org/10.33920/vne-04-2203-01>.
2. Алехин Б. И. Человеческий капитал и рост региональных экономик // Пространственная экономика. 2021. Т. 17. № 2. С. 57–80. <https://doi.org/10.15372/REG20190306> / 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>.

3. Ando A., Modigliani F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53 (1), 55–84.
  4. Deaton A.S. (2005). Franco Modigliani and the life-cycle theory of consumption. *BNL Quarterly Review*, LVIII, 233–234: 91–107.
  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. 105–64. Sloan School of Management, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge 39. Massachusetts. December.
  7. Granger C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.
  8. Howard D.H. (1978). Personal saving behavior and the rate on inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 60 (4), 547–554.
  9. Juster F., Wachtel P. (1972). Inflation and the Consumer. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3 (1), 71–122.
  10. Modigliani F., Ando A.K. (1957). Tests of the life cycle hypothesis of savings. *Bulletin of the Oxford Institute of Statistics*, 19, 99–124.
  11. 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.
  12. Modigliani F. (1992). Saving in developing countries: growth, income, and other factors. Ghon Rhee, R.P. Chang (eds), *Pacific Basin Capital Markets Research*, North-Holland, Amsterdam, 3: 23–35.
  13. Pesaran M.H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
  14. Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. (1997). Pooled Estimation of Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels. Department of Applied Economics University of Cambridge, 1–18.
  15. Wilcox D.W. (1991). Household spending and savings: measurement, trends, and analysis. *Federal Reserve Bulletin*, 77 (1), 2–17.
- 

### **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 01.02.2024  
Одобрена после рецензирования 17.04.2024  
Принята к публикации 03.06.2024

The article submitted February 1, 2024  
Approved after reviewing April 17, 2024  
Accepted for publication June 3, 2024