



# ВОПРОСЫ СТАТИСТИКИ

Том 31 № 5 2024

НАУЧНО-ИНФОРМАЦИОННЫЙ ЖУРНАЛ

Издаётся с января 1919 г. (до 1994 г. — «Вестник статистики»)

Префикс DOI: 10.34023

**УЧРЕДИТЕЛЬ:** Федеральная служба государственной статистики (Росстат)

**ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР:** О.Н. Никифоров — к. э. н., доцент, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

## РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Э. Аршамбо — д. н., почетный профессор, Университет Париж 1 — Пантеон-Сорбонна (г. Париж, Франция)

М.Н. Агчаде — к. э. н., Национальный университет наук, технологий, инженерии и математики (г. Абомей, Бенин)

В.Н. Афанасьев — д. э. н., профессор, Оренбургский государственный университет (г. Оренбург, Россия)

Г. Баттувшин — д. н., профессор, Монгольский государственный университет науки и технологий (г. Улан-Батор, Монголия)

О.Э. Башина — д. э. н., профессор, Московский гуманитарный университет (г. Москва, Россия)

В.В. Глинский — д. э. н., профессор, Новосибирский государственный университет экономики и управления «НИНХ» (г. Новосибирск, Россия)

Л.М. Гохберг — д. э. н., профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

И.И. Елисеева — д. э. н., профессор, член-корреспондент РАН, Санкт-Петербургский государственный экономический университет (г. Санкт-Петербург, Россия)

М.Р. Ефимова — д. э. н., профессор, независимый эксперт (г. Москва, Россия)

Е.С. Заварина — к. э. н., доцент, Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова (г. Москва, Россия)

Е.В. Зарова — д. э. н., профессор, Аналитический центр Москвы; Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова (г. Москва, Россия)

Ю.Н. Иванов — д. э. н., профессор, Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова (г. Москва, Россия)

М.В. Карманов — д. э. н., профессор, Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова (г. Москва, Россия)

## РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:

А.Г. Аганбегян — д. э. н., профессор, академик РАН, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (г. Москва, Россия)

С.С. Галкин — руководитель Федеральной службы государственной статистики (г. Москва, Россия)

С.Н. Егоренко — заместитель руководителя Федеральной службы государственной статистики (г. Москва, Россия)

К.Э. Лайкам — д. э. н., к. т. н., Председатель Межгосударственного статистического комитета Содружества Независимых Государств (г. Москва, Россия)

В.Л. Макаров — д. ф.-м. н., академик РАН, научный руководитель Центрального экономико-математического института РАН (г. Москва, Россия)

П.В. Малков — губернатор Рязанской области (г. Рязань, Россия)

## РЕДАКЦИЯ:

О.В. Ерёмкина — к. п. н., ответственный секретарь, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

И.В. Воронина — редактор-корректор, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

А.Е. Косарев — к. э. н., Статкомитет СНГ (г. Москва, Россия)

А.С. Крупкина — к. э. н., Центральный банк Российской Федерации (г. Москва, Россия)

В.С. Мхитарян — д. э. н., профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

Л.И. Ниворожкина — д. э. н., профессор, Ростовский государственный экономический университет (РИНХ) (г. Ростов-на-Дону, Россия)

О.С. Олейник — д. э. н., профессор, Волгоградский институт управления — филиал Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (г. Волгоград, Россия)

А.Н. Пономаренко — к. э. н., профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

Н.А. Садовникова — д. э. н., профессор, Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова (г. Москва, Россия)

М.Д. Симонова — д. э. н., профессор, Московский государственный институт международных отношений (университет) Министерства иностранных дел Российской Федерации (г. Москва, Россия)

А.Е. Суринов — д. э. н., профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

А.А. Татаринов — д. э. н., профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

Ш. Упадхья — Ph. D. (экон. статистика), независимый эксперт (г. Вена, Австрия)

А. Ямагути — д. н., профессор, Международный университет Кюсю (г. Китакюсю, Япония)

И.В. Медведева — Председатель Национального статистического комитета Республики Беларусь (г. Минск, Республика Беларусь)

А.Д. Некипелов — д. э. н., академик РАН, директор Московской школы экономики Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова (г. Москва, Россия)

О.Н. Никифоров (председатель редакционного совета) — к. э. н., доцент, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

С.М. Окладников — к. т. н., заместитель руководителя Федеральной службы государственной статистики; научный руководитель базовой кафедры статистики и математических методов в государственном управлении, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (г. Москва, Россия)

П.А. Смелов — к. э. н., доцент, генеральный директор Центра стратегических разработок (г. Москва, Россия)

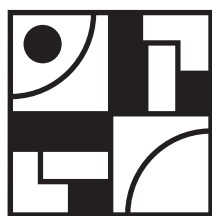
## ИЗДАТЕЛЬ:

АНО ИИЦ «Статистика России»

Адрес редакции и издателя: 107450, Россия, г. Москва,

ул. Мясницкая, д. 39, стр. 1

Телефоны: +7 (495) 607 48 90; +7 (495) 607 49 41



# VOPROSY STATISTIKI

Vol. 31 No. 5 2024

SCIENTIFIC AND INFORMATION JOURNAL

Published since January 1919 (up to 1994 – «Vestnik Statistiki»)

DOI prefix: 10.34023

**FOUNDER:** Federal State Statistics Service (Rosstat)

**EDITOR-IN-CHIEF:** O.N. Nikiforov – Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Information and Publishing Center «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

## EDITORIAL BOARD:

V.N. Afanas'ev – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Orenburg State University (Orenburg, Russia)

E. Archambault – Dr. of Econ., Emeritus Professor, Université de Paris 1 Panthéon-Sorbonne (Paris, France)

M.N. Atchadé – Cand. of Sci. (Econ.), National University of Sciences, Technologies, Engineering and Mathematics (Abomey, Benin)

O.E. Bashina – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Moscow University for the Humanities (Moscow, Russia)

G. Battuvshin – Ph. D. (Econ.), Professor, Mongolian University Science and Technology (Ulaanbaatar, Mongolia)

M.R. Efimova – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Independent Expert (Moscow, Russia)

I.I. Eliseeva – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Corresponding Member of Russian Academy of Sciences, Saint Petersburg State University of Economics (Saint Petersburg, Russia)

V.V. Glinskiy – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Novosibirsk State University of Economics and Management (Novosibirsk, Russia)

L.M. Gokhberg – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia)

Yu.N. Ivanov – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia)

M.V. Karmanov – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia)

A.E. Kosarev – Cand. of Sci. (Econ.), Statistical Committee of the Commonwealth of Independent States (Moscow, Russia)

A.S. Krupkina – Cand. of Sci. (Econ.), Central Bank of the Russian Federation (Moscow, Russia)

V.S. Mkhitarian – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia)

L.I. Nivorozhkina – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Rostov State University of Economics (Rostov-on-Don, Russia)

O.S. Oleinik – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Volgograd Institute of Management, Branch of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Volgograd, Russia)

A.N. Ponomarenko – Cand. of Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia)

N.A. Sadovnikova – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia)

M.D. Simonova – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Moscow State Institute of International Relations (University) of the Ministry of Foreign Affairs of the Russian Federation (Moscow, Russia)

A.Ye. Surinov – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia)

A.A. Tatarinov – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia)

S. Upadhyaya – Ph. D. (Econ. Stat.), Independent Expert (Vienna, Austria)

A. Yamaguchi – Dr. of Econ., Professor, Kyushu International University (Kitakyushu, Japan)

E.V. Zarova – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Moscow Analytical Center; Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia)

E.S. Zavarina – Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia)

## EDITORIAL COUNCIL:

A.G. Aganbegyan – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Academician of the RAS, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russia)

S.N. Egorenko – Deputy Head, Federal State Statistics Service (Moscow, Russia)

S.S. Galkin – Head, Federal State Statistics Service (Moscow, Russia)

K.E. Laykam – Dr. of Sci. (Econ.), Cand. of Sci. (Tech.), Chairman, Interstate Statistical Committee of the Commonwealth of Independent States (Moscow, Russia)

V.L. Makarov – Dr. of Sci. (Phys.-Math.), Academician of the RAS, Scientific Adviser, Central Economics and Mathematics Institute of the RAS (Moscow, Russia)

P.V. Malkov – Governor of the Ryazan Region (Ryazan, Russia)

I.V. Medvedeva – Chairperson, National Statistical Committee of the Republic of Belarus (Minsk, Republic of Belarus)

A.D. Nekipelov – Dr. of Sci. (Econ.), Academician of the RAS, Director, Moscow School of Economics of the Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia)

O.N. Nikiforov (Chairman of the Editorial Council) – Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Information and Publishing Centre «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

S.M. Okladnikov – Cand. of Sci. (Tech.), Deputy Head, Federal State Statistics Service; Scientific Head, Basic Department of Statistics and Mathematical Methods in Public Administration, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russia)

P.A. Smelov – Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Director General, Center for Strategic Research (Moscow, Russia)

## EDITORIAL TEAM:

O.V. Eremkina – Cand. of Sci. (Ped.), Executive Secretary, Information and Publishing Center «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

I.V. Voronina – Copy Editor, Information and Publishing Center «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

## PUBLISHER:

Information and Publishing Center «Statistics of Russia»

Address of Editorial Office and Publisher: 39, Myasnitskaya Str., Bldg. 1, Moscow, 107450, Russia

Phone: +7 495 607 48 90, +7 495 607 49 41

# В НОМЕРЕ:

## МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ В АНАЛИЗЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИИ

■ Использование обследований экономических тенденций в наукастинге роста ВВП. Л.А. Китрар, М.А. Рахманов, Т.М. Липкинд .....	5
■ Тестирование прогнозных свойств различных подходов к интервальному прогнозированию (на примере инфляции в России). М.В. Казакова, Н.Д. Фокин .....	23
■ Сравнительный статистический анализ изменения средних цен предложения жилья в административных округах г. Москвы. В.М. Четвериков, Р.Р. Чурбанов .....	41

## СОЦИАЛЬНО ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

■ Современные демографические и экономические процессы в России: статистический анализ взаимосвязи. М.А. Клупт .....	57
■ Социально-экономические детерминанты интенсивности физической активности в России. М.А. Канева, А.М. Карунина .....	68

## ХРОНИКА, ИНФОРМАЦИЯ

■ Формирование статистического мышления у школьников: от теории к практике. И.И. Елисеева, А.Н. Пономаренко, М.А. Самойлова .....	87
■ Российский опыт адаптации международных статистических стандартов: к выходу сборника авторских публикаций Б.Т. Рябушкина .....	96

# IN THIS ISSUE:

## MATHEMATICAL AND STATISTICAL METHODS IN ANALYSIS AND FORECASTING

■ Results of Economic Tendency Surveys in Nowcasting GDP Growth. <b>L.A. Kitrar, M.A. Rahmanov, T.M. Lipkind</b> .....	5
■ Testing Forecasting Properties of Different Approaches to Interval Forecasting ( <i>Using the Example of Inflation in Russia</i> ). <b>M.V. Kazakova, N.D. Fokin</b> .....	23
■ Comparative Statistical Analysis of Changes in Average Asking Prices for Housing in the Administrative Districts of Moscow. <b>V.M. Chetverikov, R.R. Churbanov</b> .....	41

## SOCIO-DEMOGRAPHIC STUDIES

■ Contemporary Demographic and Economic Processes in Russia: A Statistical Analysis of Their Interaction. <b>M.A. Klupt</b> .....	57
■ Socio-Economic Determinants of the Physical Activity Intensity in Russia. <b>M.A. Kaneva, A.M. Karunina</b> .....	68

## CHRONICLE, INFORMATION

■ Developing Statistical Thinking in Schoolchildren: from Theory to Practice. <b>I.I. Eliseeva, A.N. Ponomarenko, M.A. Samoilova</b> .....	87
■ Russian Experience in Adapting International Statistical Standards: On the Occasion of the Publication of the Collection of Published Works of B.T. Ryabushkin .....	96

Materials published in the journal «Voprosy Statistiki» may be reprinted, made available on the Internet and translated only with the permission from the Editors.  
© IPC «Statistics of Russia», 2024.

## Использование обследований экономических тенденций в наукастинге роста ВВП

Людмила Анатольевна Китрар<sup>а)</sup>,  
Мурад Абдусаматович Рахманов<sup>б)</sup>,  
Тамара Михайловна Липкинд<sup>в)</sup>

<sup>а)</sup> Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Москва, Россия;

<sup>б)</sup> Центральный Банк Республики Узбекистан, г. Ташкент, Узбекистан;

<sup>в)</sup> Независимый эксперт, г. Москва, Россия

*В статье обосновывается целесообразность интеграции обобщенной информации обследований экономических тенденций в систему наукастинга экономического роста. Проведен сравнительный анализ эффективности моделей векторной авторегрессии, включающих индекс экономических настроений, рассчитанный на основе обследований Росстата деловой активности и потребительских ожиданий, и индекса бизнес-климата, сформированный по данным мониторинга предприятий Банком России.*

*Статистическое тестирование временных рядов композитных индикаторов и индекса физического объема (ИФО) ВВП подтвердило наличие значимых корреляционной и причинной связей между ними, а также сходство их циклических профилей. Оба индекса синхронно или раньше ИФО ВВП проходят поворотные циклические точки, при этом их прогностические способности усиливаются ранней доступностью информации. Возможности наукастинга экономического роста с использованием информации обследований оценены в трех спецификациях модели векторной авторегрессии с дамми-переменными. На внутривыборочном временном интервале наибольшую точность показала модель, включающая оба композитных индикатора и ИФО ВВП.*

*Предложенный подход позволяет получать оперативные оценки перспектив роста ВВП существенно раньше публикации официальной статистической информации.*

**Ключевые слова:** обследования экономических тенденций, наукастинг, индекс экономических настроений, индекс бизнес-климата, композитные индикаторы бизнес-цикла, рост ВВП, векторная авторегрессия, дамми-переменные.

JEL: C81, C82, E32, O47.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-5-22>.

*Для цитирования:* Китрар Л.А., Рахманов М.А., Липкинд Т.М. Использование обследований экономических тенденций в наукастинге роста ВВП. Вопросы статистики. 2024;31(5):5–22.

## Results of Economic Tendency Surveys in Nowcasting GDP Growth

Liudmila A. Kitrar<sup>a)</sup>,  
Murad A. Rahmanov<sup>b)</sup>,  
Tamara M. Lipkind<sup>c)</sup>

<sup>a)</sup> National Research University Higher School of Economics (HSE University), Moscow, Russia;

<sup>b)</sup> Central Bank of the Republic of Uzbekistan, Tashkent, Republic of Uzbekistan;

<sup>c)</sup> Independent Expert, Moscow, Russia

*The article proves the usefulness of including aggregate information from economic tendency surveys in the system of nowcasting of economic growth. The authors compare the efficiency of vector autoregressive models that include the economic sentiment indicator based on the results of Rosstat business activity and consumer expectations surveys, and the business climate indicator based on the results of the Bank of Russia enterprise monitoring.*

*Statistical testing of time series of composite indicators and GDP volume index confirmed a significant correlation and causality between them, as well as the similarity of their cyclical profiles. Both indices pass cyclical turning points synchronously or ahead of the GDP volume index, their predictive capabilities are enhanced by the early availability of information. The capabilities of GDP growth nowcasting using survey information are assessed in three specifications of the vector autoregressive model with dummy variables. On the in-sample period, the model including two composite indicators and the GDP volume index demonstrates the highest accuracy.*

*The proposed approach allows us to obtain flash estimates of GDP growth prospects that are significantly ahead of the official statistical information.*

**Keywords:** economic tendency surveys, economic sentiment indicator, business climate indicator, GDP growth, vector autoregressive, dummy variables.

JEL: C81, C82, E32, O47.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-5-22>.

*For citation:* Kitrar L.A., Rahmanov M.A., Lipkind T.M. Results of Economic Tendency Surveys in Nowcasting GDP Growth. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):5–22. (In Russ.)



## Введение

Динамика валового внутреннего продукта (ВВП) является ключевым макропоказателем, позволяющим оценить темпы экономического роста страны. Вместе с тем даже первые предварительные оценки ВВП доступны со значительной задержкой и затем, как правило, корректируются по мере получения полной статистической информации. Такой лаг в публикации официальных статистических данных стимулирует включение в практику экономического анализа и прогнозирования так называемых оперативных индикаторов, в том числе рассчитанных на основе результатов обследований экономических тенденций (ОЭТ). Эта информация, как правило, доступна уже в конце отчетного периода и не пересматривается впоследствии. Кроме того, она основана на оценках экономической ситуации непосредственно участниками рынка — руководителями фирм или потребителями. Результаты ОЭТ, объединенные в композитные индикаторы (КИ), широко применяются в экономическом анализе и краткосрочном прогнозировании в различных странах и на уровне международных организаций [1 и 2]. Соответствие результатов национальных обследований международным рекомендациям позволяет проводить межстрановые сопоставления и определять место каждой страны в мировом экономическом развитии.

К наиболее известным и признанным на международном уровне КИ ОЭТ относятся гармонизированные индикаторы Европейской комиссии<sup>1</sup>: экономических настроений (*economic sentiment*), ожидаемой занятости (*employment expectations*), избытка рабочей силы (*labour hoarding*), уверенности (*confidence*) и неопределенности (*uncertainty*), служащие предикторами изменений экономической активности как в Европейском союзе в целом, так и в отдельных его странах. Композитные опережающие индикаторы Организации экономического сотрудничества и развития

(*OECD Composite Leading Indicators — CLIs*)<sup>2</sup> используются для прогнозирования циклических поворотных точек в экономическом развитии стран ОЭСР. Индекс менеджеров по закупкам (*Purchasing Managers' Index — PMI*)<sup>3</sup>, рассчитываемый компанией S&P Global для более чем 40 стран мира, является источником ранних сигналов о состоянии бизнеса и часто включается в состав моделей для наукастинга макроэкономических показателей. Индикатор *Euro-coin*<sup>4</sup>, составляемый Банком Италии, оперативно оценивает сглаженную квартальную динамику ВВП в еврозоне на основе объединения статистических данных с информацией ОЭТ.

Среди КИ на национальном уровне широко известны опережающие индикаторы экономического развития Германии — индекс делового климата *ifo* (*ifo Business Climate Index*)<sup>5</sup> и индикатор экономических настроений ZEW (*ZEW Indicator of Economic Sentiment*)<sup>6</sup>; индикаторы бизнес-климата и климата занятости (*Business and employment climates indicators*)<sup>7</sup> для Франции; индикатор бизнес-ситуации для швейцарской экономики (*KOF Business Situation Indicator*)<sup>8</sup>; циклический совпадающий индикатор итальянской экономики (*Cyclical coincident indicator of the Italian economy — Ita-coin*)<sup>9</sup>.

Все перечисленные выше КИ обобщают информацию, полученную в ходе ОЭТ, и являются предикторами важнейших макроэкономических переменных благодаря опережающим и совпадающим свойствам их динамики относительно динамики статистических референтов и ранней доступности результатов. При этом информация для расчета таких КИ находится в открытых базах данных непосредственных организаторов проведения обследований с прямым доступом онлайн для всех пользователей — такой подход повышает доверие к публикуемым результатам. В России подобными источниками информации являются прежде всего широкомасштабные базы данных Росстата и Банка России, аккумулирующие результаты ОЭТ.

<sup>1</sup> URL: [https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-forecast-and-surveys/business-and-consumer-surveys/download-business-and-consumer-survey-data/press-releases\\_en](https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-forecast-and-surveys/business-and-consumer-surveys/download-business-and-consumer-survey-data/press-releases_en).

<sup>2</sup> URL: <https://www.oecd.org/sdd/leading-indicators/oecd-composite-leading-indicators-clis.htm/>.

<sup>3</sup> URL: <https://www.pmi.spglobal.com/public>.

<sup>4</sup> URL: <https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indicatori/indicatore-euro-coin/index.html>.

<sup>5</sup> URL: <https://www.ifo.de/en/survey/ifo-business-climate-index-germany>.

<sup>6</sup> URL: <https://www.zew.de/en/press/latest-press-releases/expectations-stagnate-at-elevated-levels>.

<sup>7</sup> URL: <https://www.insee.fr/en/statistiques/8208184>.

<sup>8</sup> URL: <https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-business-situation-indicator.html>.

<sup>9</sup> URL: <https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indicatori/indicatore-ciclico-coincidente/index.html>.

Оценка и сравнительный анализ эффективности включения обобщенной динамики результатов этих обследований в систему наукастинга экономического роста в стране является *главной целью* нашей работы. Термин «наукастинг» (*nowcasting*) в области экономики обозначает прогнозирование настоящего, ближайшего будущего и недавнего прошлого макроэкономических показателей, которые становятся доступными со значительным временным лагом (например, ВВП) [3]. Суть наукастинга состоит в том, что в каждый момент времени, пока официальные данные о ВВП еще недоступны, можно использовать более оперативные индикаторы для построения наилучшего предположения о текущих темпах экономического роста (наукастов).

К одной из основных *задач* исследования мы относим статистический и циклический анализ временных рядов КИ ОЭТ и референтного статистического показателя — индекса физического объема (ИФО) ВВП для подтверждения их циклического соответствия и возможности дальнейшего моделирования. Второй задачей является построение статистически обоснованных моделей связи каждого КИ и их комбинации с ИФО ВВП, оценка их эффективности и выбор оптимальной спецификации для наукастинга ИФО ВВП.

*Практическая значимость и научная новизна работы* заключаются в сравнительном анализе статистической эффективности агрегированных результатов обследований Росстата и Банка России в циклическом анализе экономического роста и оценке его краткосрочных перспектив. Подобные сопоставления, насколько нам известно, в стране еще не проводились.

В работе применяется индикаторный подход к экономическому анализу, который, в отличие от эконометрического модельного подхода, основан только на эмпирических наблюдениях.

ОЭТ выявляют и обобщают субъективные мнения, настроения и ожидания экономических агентов. Связь между такой информацией и традиционными статистическими данными изучалась на раннем этапе истории обследований. В частности, работы А. Тейла [4] легли в основу методов квантификации результатов обследований и теоретически обосновали взаимосвязь

временных рядов «балансов оценок»<sup>10</sup> и оцениваемой экономической переменной. В дальнейших исследованиях результаты регрессионного и корреляционного анализа временных рядов подтвердили предположения Тейла о тесной взаимосвязи между качественными и количественными данными. Таким образом, динамика балансов оценок отражает не только изменение мнений респондентов, но и развитие самой переменной. Применение результатов ОЭТ в качестве надежного источника ранних сигналов изменения экономической активности рекомендовано Статистическим отделом ООН [1].

В последние десятилетия опубликовано значительное число исследований, доказывающих статистическую значимость результатов ОЭТ для анализа, наукастинга и краткосрочного прогнозирования макроэкономических показателей. В большинстве из них подтверждаются совпадающие или опережающие свойства индикаторов обследований относительно показателей традиционной количественной статистики, что с учетом оперативной доступности результатов делает ОЭТ эффективным инструментом экономического мониторинга и циклического анализа [6–10].

Широко изучались также прогностические возможности агрегированных мнений и ожиданий экономических агентов. Результаты исследований свидетельствуют о повышении точности прогнозов макроэкономических показателей при включении в набор исходных данных информации ОЭТ [11–13].

В моделях наукастинга ВВП, наряду с количественными данными (см., например, [14]), было предложено использовать также КИ ОЭТ как источник полезной дополнительной информации [15]. Эмпирически доказано, что включение таких индикаторов в пул используемой информации повышает точность наукастов [16 и 17].

Для предикт-оценок ВВП с помощью информации ОЭТ применялись различные эконометрические методы [18–20], в том числе модели векторной авторегрессии (VAR), эффективность которых, по мнению ряда авторов, часто превосходит альтернативные процедуры [21 и 22].

В большинстве *российских исследований*, связанных с расчетом КИ и анализом их эф-

<sup>10</sup> Баланс оценок представляет собой разность между процентными долями положительных и отрицательных ответов на отдельные вопросы обследований. Детальное описание методов квантификации обследований дано в методологических руководствах [1 и 5].

фективности в ранних оценках ВВП, используется по большей части количественная статистика [23–25]. Вместе с тем в ряде публикаций оценивается целесообразность применения индикаторов на основе результатов различных российских ОЭТ для наукастинга экономического роста. В частности, подтверждены совпадающие и опережающие свойства индекса экономических настроений (ИЭН), рассчитанного по результатам обследований деловой активности и потребительских ожиданий Росстата, относительно роста ВВП в разных фазах бизнес-цикла [26]; выявлена прогностическая ценность ИЭН в моделях векторной авторегрессии с дамми-переменными [27 и 28].

Включение результатов ежемесячного мониторинга предприятий, проводимого Банком России, в аналитические и прогнозные модели повышает эффективность моделирования [29]. Результаты этого мониторинга можно использовать также в оценках разрыва выпуска [30]. Вместе с тем циклические свойства композитных индикаторов Банка России пока, насколько нам известно, недостаточно исследованы. В оценке циклических фаз и наукастинге не проводились сопоставления их возможностей с индикаторами других обследований.

На основании изученной литературы можно сделать вывод, что композитные индикаторы настроений / делового климата на основе квантифицированной информации различных ОЭТ могут служить хорошими предикторами изменения статистических макропоказателей, и прежде всего ВВП. Хотя они, как правило, демонстрируют совпадающий характер связи с динамикой макроэкономических референтов, оперативность их расчета при высокой синхронной корреляции дает основания применять КИ ОЭТ в практике ранних оценок экономического роста.

В соответствии с целями и задачами работы были сформулированы следующие *гипотезы исследования*:

1. Между временными рядами КИ ОЭТ и ИФО ВВП имеется статистически значимая кросс-корреляционная связь и причинность по Грейнджеру.
2. Циклическая динамика КИ ОЭТ обладает опережающими и совпадающими свойствами относительно аналогичной динамики ИФО ВВП.

3. Статистически обоснован наукастинг ИФО ВВП при помощи моделирования его связи с динамикой КИ ОЭТ.

### Эмпирическая база исследования

В качестве эмпирической базы исследования мы использовали временные ряды квантифицированных и агрегированных результатов обследований деловой активности и потребительских ожиданий Росстата, а также данные мониторинга предприятий Банком России.

Регулярные (ежемесячные и ежеквартальные) опросы предпринимателей и потребителей проводятся Росстатом более 25 лет во всех регионах России при методологической поддержке Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ). Их программы соответствуют рекомендациям международных организаций [1 и 5] с учетом специфики российской экономики. В конце 2023 г. в обследованиях приняли участие более 30 тыс. экономических агентов. Основные результаты в агрегированном виде публикуются на интернет-портале Росстата в разделе «Опережающие индикаторы»<sup>11</sup>. Согласно гармонизированным с международными рекомендациями методам расчета, предусмотрено накопление динамики композитного ИЭН по результатам этих обследований на ежеквартальной основе [26].

Банк России обследует предприятия реального сектора экономики с 2000 г. в рамках проекта «Мониторинг предприятий Банком России». Опрашиваются руководители организаций и индивидуальные предприниматели всех нефинансовых видов экономической деятельности во всех регионах страны; в конце 2023 г. в обследованиях приняли участие более 13 тыс. респондентов. Агрегированные результаты размещены в разделе «Аналитика» на интернет-портале Банка России<sup>12</sup>. На основе результатов мониторинга ежемесячно рассчитывается индекс бизнес-климата Банка России (ИБК) [31]. Для сравнения с квартальным ростом ВВП временной ряд ИБК был приведен к квартальной периодичности путем расчета среднеарифметических значений за три соответствующих месяца.

Основные характеристики двух композитных индикаторов приведены в таблице 1.

<sup>11</sup> URL: [https://rosstat.gov.ru/leading\\_indicators](https://rosstat.gov.ru/leading_indicators).

<sup>12</sup> URL: <https://cbr.ru/analytics/dkp/monitoring/1223/>, вкладка «Данные опросов».



Основные характеристики композитных индикаторов обследований

ИЭН	ИБК
<i>Состав компонентов</i>	
18 компонентов (по видам экономической деятельности): Добыча полезных ископаемых (компоненты 1–3) и обрабатывающая промышленность (4–6): – выпуск продукции, ожидаемое изменение – спрос на продукцию, уровень – запасы готовой продукции на складах, уровень Строительство (7–8): – портфель заказов, уровень – численность занятых, ожидаемое изменение Розничная (9–11) и оптовая (12–14) торговля: – экономическое положение организаций, фактическое и ожидаемое изменения – складские запасы, уровень Услуги (15–17): – экономическое положение организаций, фактическое изменение – спрос на услуги, фактическое и ожидаемое изменения Потребители (18): – индикатор потребительской уверенности	4 компонента (по экономике в целом): – объем производства, изменение – спрос на продукцию, изменение – объем производства, ожидаемое изменение – спрос на продукцию, ожидаемое изменение Каждый компонент включает балансы оценок респондентов, которые относятся к следующим видам экономической деятельности: – добыча полезных ископаемых – обрабатывающая промышленность – сельское, лесное хозяйство, охота, рыболовство и рыбоводство – строительство – розничная и оптовая торговля; ремонт автотранспортных средств и мотоциклов – транспортировка и хранение – сфера услуг
<i>Периодичность расчета</i>	
Ежеквартально	Ежемесячно
<i>Алгоритм расчета</i>	
– сглаживание сезонных колебаний в динамике компонентов и их стандартизация – взвешивание компонентов по удельному весу соответствующего вида экономической деятельности в ВВП – суммирование компонентов и нормализация результата к среднему значению 100 и стандартному отклонению 10	– расчет текущего ИБК как среднего геометрического значения двух компонентов: фактического изменения объемов производства и спроса на продукцию – расчет ожидаемого ИБК как среднего геометрического значения двух компонентов: ожидаемого изменения объемов производства и спроса – расчет итогового ИБК как среднего геометрического значения индикаторов текущего и ожидаемого бизнес-климата
<i>Диапазон колебаний</i>	
Вокруг среднего долговременного значения 100	Вокруг нуля в диапазоне от -100 до +100

*Примечание.* Все компоненты представляют собой балансы оценок, то есть разницу между долями позитивных и негативных ответов респондентов в процентах к общему числу ответов. Показатели «запасы готовой продукции на складах» в промышленных организациях и «складские запасы» в торговых организациях включаются в ИЭН с обратным знаком, поскольку демонстрируют контрциклическое поведение.

В качестве референтного статистического индикатора в работе используется ИФО ВВП в процентах к соответствующему периоду предыдущего года (представленный в работе как прирост к соответствующему кварталу предыдущего года); его динамика регулярно публикуется на сайте Росстата<sup>13</sup>.

Для совместного кросс-корреляционного и циклического анализа, моделирования и наустинга в настоящей работе использовались временные ряды индикаторов ИЭН, ИБК и ИФО ВВП за период с I квартала 2005 г. по IV квартал 2023 г.<sup>14</sup> Методика исследования была предложена и апробирована в предыдущих наших работах [26–28]. Она включает: анализ рядов на сезонность, стационарность и, при необходимости, коинтеграцию;

тестирование кросс-корреляционных и причинно-следственных связей между рядами; выделение краткосрочных циклических компонентов в динамике индикаторов с применением статистического фильтра Ходрика – Прескотта (*Hodrick – Prescott filter, HP*) и оценку циклических свойств временных рядов; таблично-графическую визуализацию всех циклических фаз и поворотных точек каждого индикатора. На следующем этапе были построены модели связи каждого ИИ и их комбинации с ИФО ВВП с обоснованием выбора для этого уравнения векторной авторегрессии; были рассчитаны наукасты ИФО ВВП и произведена оценка их точности на внутривыборочном временном интервале с I квартала 2005 г. по IV квартал 2023 г.

<sup>13</sup> URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>, показатель «Индексы физического объема валового внутреннего продукта в процентах к соответствующему кварталу предыдущего года».

<sup>14</sup> Для всех расчетов использовался временной ряд ИФО ВВП без учета последнего пересмотра данных, доступный авторам на момент проведения исследования (в марте 2024 г.).

## Совместный статистический и циклический анализ временных рядов

Предварительно отметим, что все анализируемые временные ряды не содержали сезонных колебаний. В состав обоих КИ входили компоненты с заранее исключенной сезонностью, а ИФО ВВП рассчитывался как темп роста к со-

ответствующему кварталу предыдущего года, что устраняло сезонные колебания.

На первом этапе исследования временные ряды тестировались на стационарность с применением расширенного теста Дики – Фуллера (*Augmented Dickey-Fuller test – ADF*); результаты приведены в таблице 2.

Таблица 2

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера на единичный корень

Временной ряд	р-значение	Нулевая гипотеза о наличии единичного корня	Вывод
ИЭН	0,0097	отклоняется на 1%-ном уровне значимости	ряд стационарен
ИБК	0,0370	отклоняется на 5%-ном уровне значимости	ряд стационарен
ИФО ВВП	0,0470	отклоняется на 5%-ном уровне значимости	ряд стационарен

Примечание. Использовалась спецификация теста с константой; оптимальное количество лагов определялось автоматически по критерию Акаике.

Источник: расчеты авторов.

Нулевая гипотеза ADF – наличие единичного корня – была отвергнута для всех рядов, что свидетельствует о стационарном характере динамики ИЭН, ИБК и ИФО ВВП за исследуемый период. Отметим, что при стационарности временных рядов отсутствовала необходимость

в их тестировании на наличие коинтеграционных связей.

Далее тестировалось наличие причинных связей по Грейнджеру (*Granger causality test*) между каждым КИ и ИФО ВВП [32]; результаты приведены в таблице 3.

Таблица 3

Результаты теста Грейнджера на причинность

Нулевая гипотеза	р-значение	Результат
ИЭН не является причиной изменения ИФО ВВП	0,007	отклоняется на 1%-ном уровне значимости
ИБК не является причиной изменения ИФО ВВП	< 0,001	отклоняется на 1%-ном уровне значимости
ИФО ВВП не является причиной изменения ИЭН	0,666	принимается
ИФО ВВП не является причиной изменения ИБК	0,085	отклоняется на 10%-ном уровне значимости

Источник: расчеты авторов.

Нулевая гипотеза теста (КИ не является причиной изменения ИФО ВВП) отклоняется и для ИЭН, и для ИБК на 1%-ном уровне значимости. Следовательно, оба композитных индикатора являются причиной по Грейнджеру для ИФО ВВП, то есть прошлые значения временных рядов КИ повышают точность наукастинга ИФО ВВП. Обратная связь подтверждается только для ИБК и лишь на 10%-ном уровне значимости и отвергается для ИЭН.

На следующем этапе выявляются кросс-корреляционные связи между временными рядами КИ и ИФО ВВП путем визуального анализа и расчета коэффициентов корреляции. Предварительно временной ряд ИЭН был приведен к долговременному среднему значению 0 для визуальной сопоставимости с остальными рядами. Оба КИ синхронно или с опережением сигнализируют об экономических спадах в Рос-

сии: мировом финансовом кризисе 2008–2009 гг., кризисе «санкций – антисанкций» 2014–2015 гг., коронакризисе 2020 г. и кризисе 2022 г. Совпадающая динамика временных рядов, хотя и не столь очевидная, наблюдалась также в периоды экономического роста (см. рис. 1).

Высокие значения коэффициентов корреляции подтверждают предварительные выводы визуального анализа (см. таблицу 4).

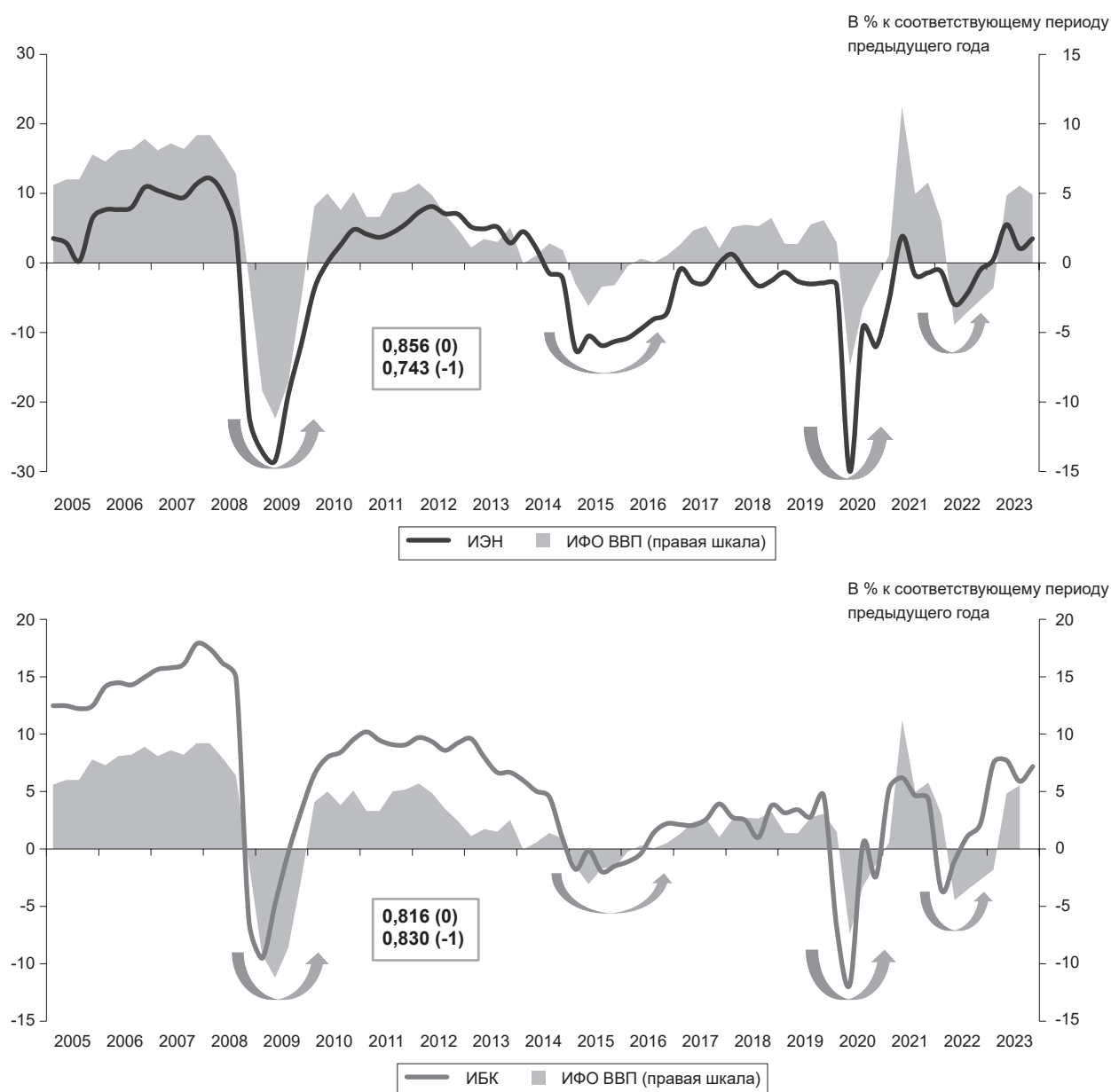
Таблица 4

Коэффициенты корреляции между каждым из КИ и ИФО ВВП

	Опережающие (-1) корреляции	Синхронные (0) корреляции	Запаздывающие (+1) корреляции
ИЭН	0,743	0,856	0,654
ИБК	0,830	0,816	0,607

Примечание. Темно-серым цветом выделены наибольшие значения коэффициентов корреляции для каждого из КИ.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.



Примечание. Приведены значения коэффициентов синхронной (0) и опережающей (-1) корреляций временных рядов ИЗН, ИБК и ИФО ВВП; в целях сопоставимости временной ряд ИЗН приведен к нулевому среднему значению.

Рис. 1. Динамика ИФО ВВП, ИЗН и ИБК, 2005–2023 годы

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

Временные ряды обоих КИ демонстрируют статистически значимую связь с динамикой роста ВВП со значениями коэффициентов синхронной корреляции выше 0,8: 0,856 для ИЗН и 0,816 для ИБК (подтверждение гипотезы 1). При этом ИБК можно отнести к классу опережающих индикаторов; об этом свидетельствует более высокое значение (0,830) коэффициента корреляции с лагом (-1), то есть с опережением относительно ИФО ВВП на один квартал. ИЗН показывает преимущественно синхронный характер связи с эталонным рядом, однако

с учетом оперативности расчета (на два месяца раньше первой официальной статистической информации о квартальном изменении ВВП) его также можно использовать в качестве опережающего индикатора (подтверждение гипотезы 2).

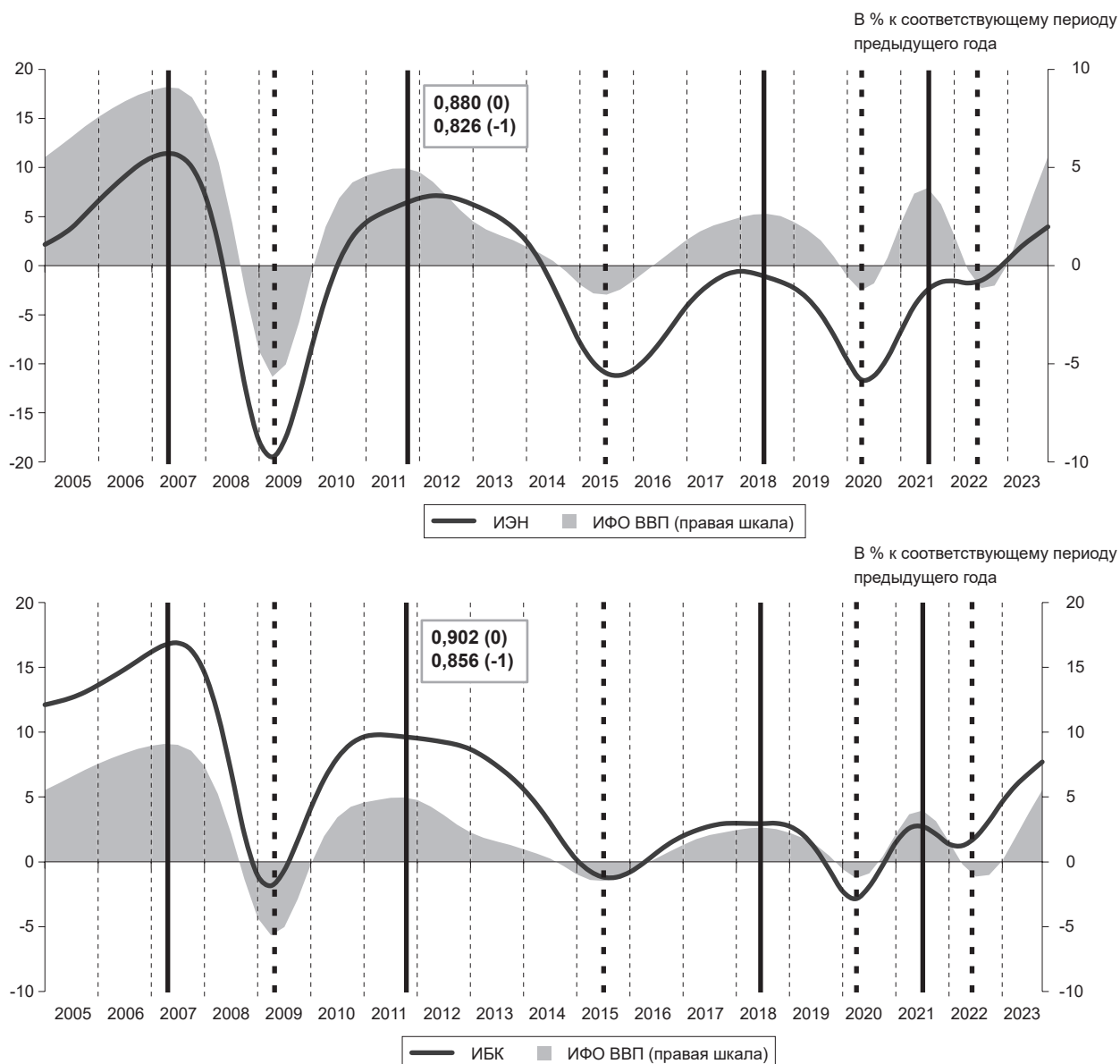
Наличие тесных кросс-корреляционных связей синхронного и опережающего характера, а также причинности по Грейнджеру между временными рядами КИ и ИФО ВВП позволило перейти к следующему этапу исследования — проверке циклической чувствительности динамики композитных индикаторов относительно динамики эталонного ряда.

В ряде работ экспертов НИУ ВШЭ [26 и 27] такая проверка проводилась для временных рядов ИЭН и ИФО ВВП. Следуя сформулированному в этих исследованиях подходу, для тренд-циклической декомпозиции динамики обоих КИ и ИФО ВВП был применен статистический фильтр Ходрика – Прескотта [33]. Целесообразность и эффективность использования НР-фильтра для выделения из временных рядов ненаблюдаемых циклических компонентов со сглаженной амплитудой обоснованы также в международных рекомендациях [34 и 35].

Поскольку все три исследуемых временных ряда стационарны, достаточно одного прохода фильтра

со сглаживающим параметром  $\lambda = 6,8$ , который нивелирует высокочастотные (меньше 30 месяцев) колебания и выделяет сглаженный циклический профиль. В случае нестационарных временных рядов рекомендуется двойной проход фильтра, когда сначала исключается влияние тренда.

Далее графически сопоставлялись идентифицированные циклические профили в динамике композитных индикаторов и ИФО ВВП (см. рис. 2), определялись циклические высшие и низшие поворотные точки (см. таблицу 5), рассчитывались коэффициенты кросс-корреляции между соответствующими временными рядами (см. таблицу 6).



*Примечание.* Сплошные вертикальные линии на графике обозначают циклические пики в динамике ИФО ВВП, пунктирные линии – впадины; приведены коэффициенты синхронной (0) и опережающей (-1) корреляции.

Рис. 2. Краткосрочные циклы роста в динамике ИФО ВВП, ИЭН и ИБК, 2005–2023 годы

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

Таблица 5

Даты поворотных точек в циклической динамике индикаторов

	ИЭН	ИБК	ИФО ВВП
Пик	II кв. 2007 г.	III кв. 2007 г.	II кв. 2007 г.
Впадина	II кв. 2009 г.	II кв. 2009 г.	II кв. 2009 г.
Пик	II кв. 2012 г.	II кв. 2011 г.	IV кв. 2011 г.
Впадина	IV кв. 2015 г.	III кв. 2015 г.	III кв. 2015 г.
Пик	I кв. 2018 г.	I кв. 2018 г.	III кв. 2018 г.
Впадина	II кв. 2020 г.	II кв. 2020 г.	II кв. 2020 г.
Пик	IV кв. 2021 г.	III кв. 2021 г.	III кв. 2021 г.
Впадина	II кв. 2022 г.	II кв. 2022 г.	III кв. 2022 г.

*Примечание.* Светло-серым цветом выделены поворотные точки циклов, в которых соответствующий КИ опережал ИФО ВВП; темно-серым цветом — поворотные точки, пройденные синхронно.

*Источник:* расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

На рисунках 3–5 приводится визуализация циклических профилей в динамике анализируемых индикаторов с помощью трейсеров. Для этого каждый временной ряд предварительно нормализуется так, чтобы иметь среднее значение 0 и стандартное отклонение 1. Затем значения

Таблица 6

Коэффициенты корреляции между циклическими профилями в динамике каждого из КИ и ИФО ВВП

	Опережающие (-1) корреляции	Синхронные (0) корреляции
ИЭН	0,826	0,880
ИБК	0,902	0,856

*Примечание.* Темно-серым цветом выделены наибольшие значения коэффициентов корреляции для каждого из КИ.

*Источник:* расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

индикатора откладываются по вертикальной оси диаграммы, а по ее горизонтальной оси — абсолютные изменения относительно значений предыдущего квартала. В каждый момент времени трейсер отображает одновременно и уровень, и изменение индикатора и движется по четырем квадрантам диаграммы, соответствующим четырем фазам цикла роста, по направлению против часовой стрелки. Верхние и нижние поворотные точки циклов располагаются вблизи центральной вертикальной линии [36 и 37].

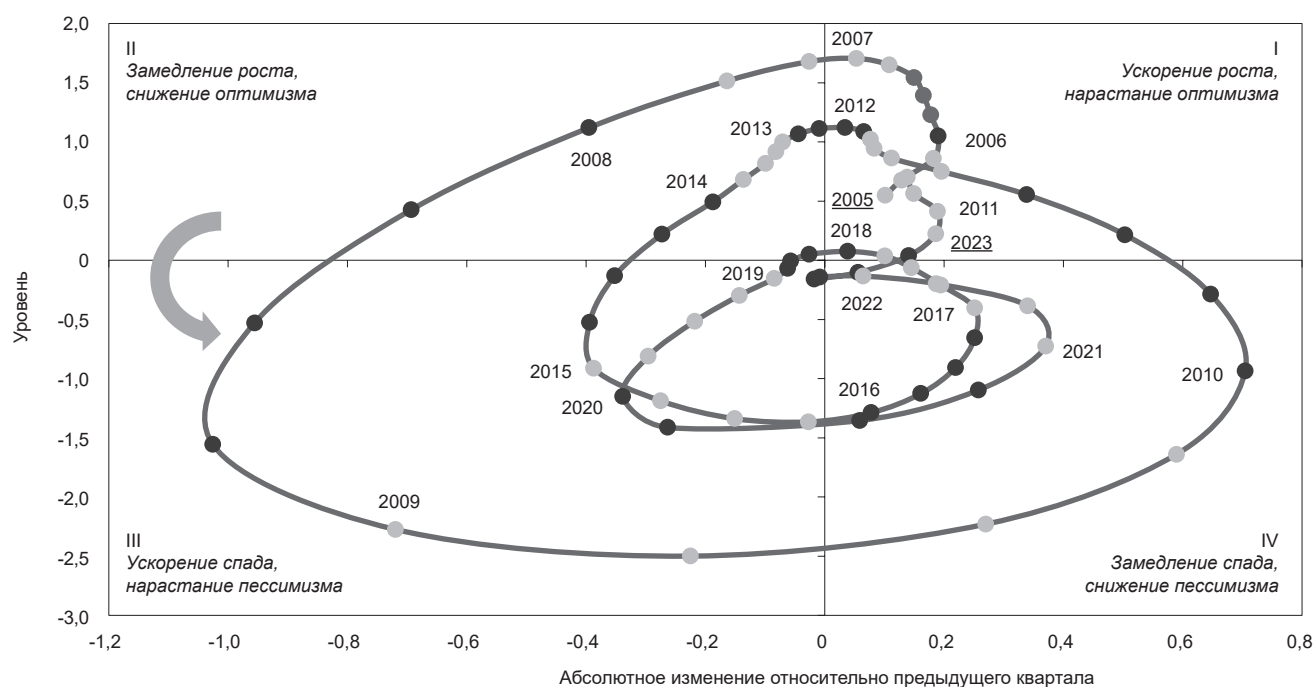


Рис. 3. Трейсер циклического профиля в динамике ИЭН: уровень и ежеквартальные изменения, 2005–2023 годы (в стандартных отклонениях)

*Источник:* расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.



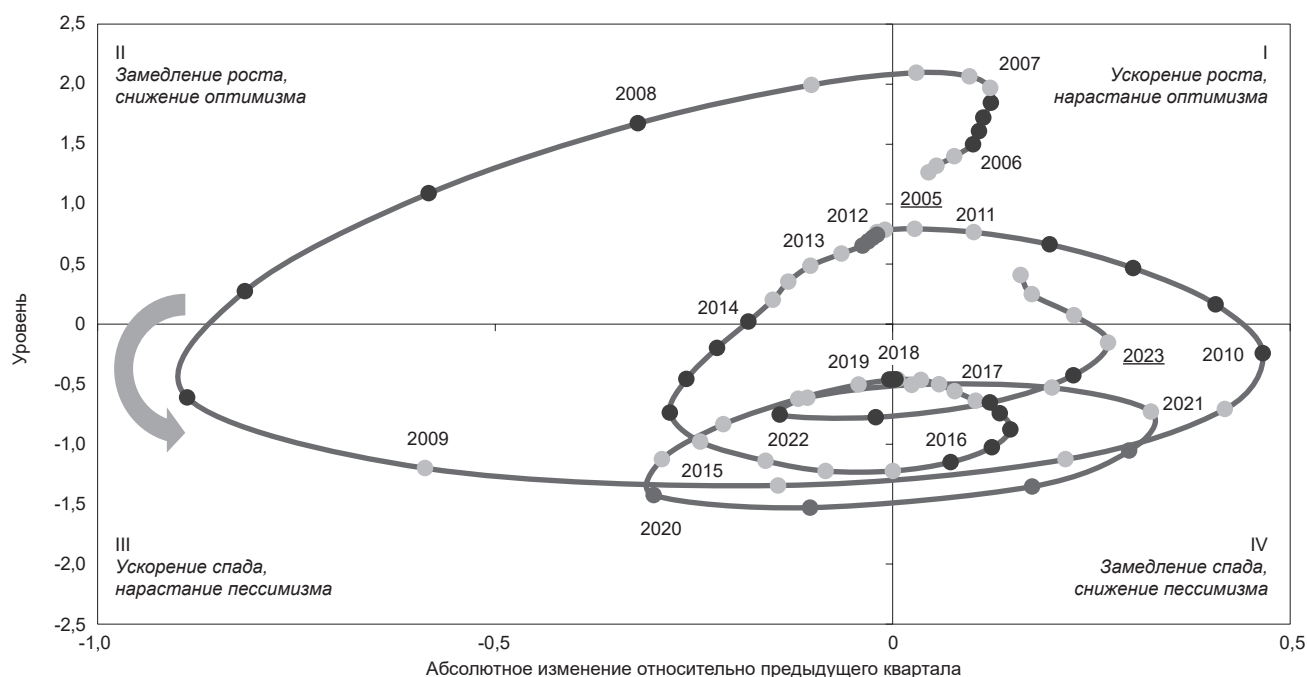


Рис. 4. Трейсер циклического профиля в динамике ИБК: уровень и ежеквартальные изменения, 2005–2023 годы (в стандартных отклонениях)

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

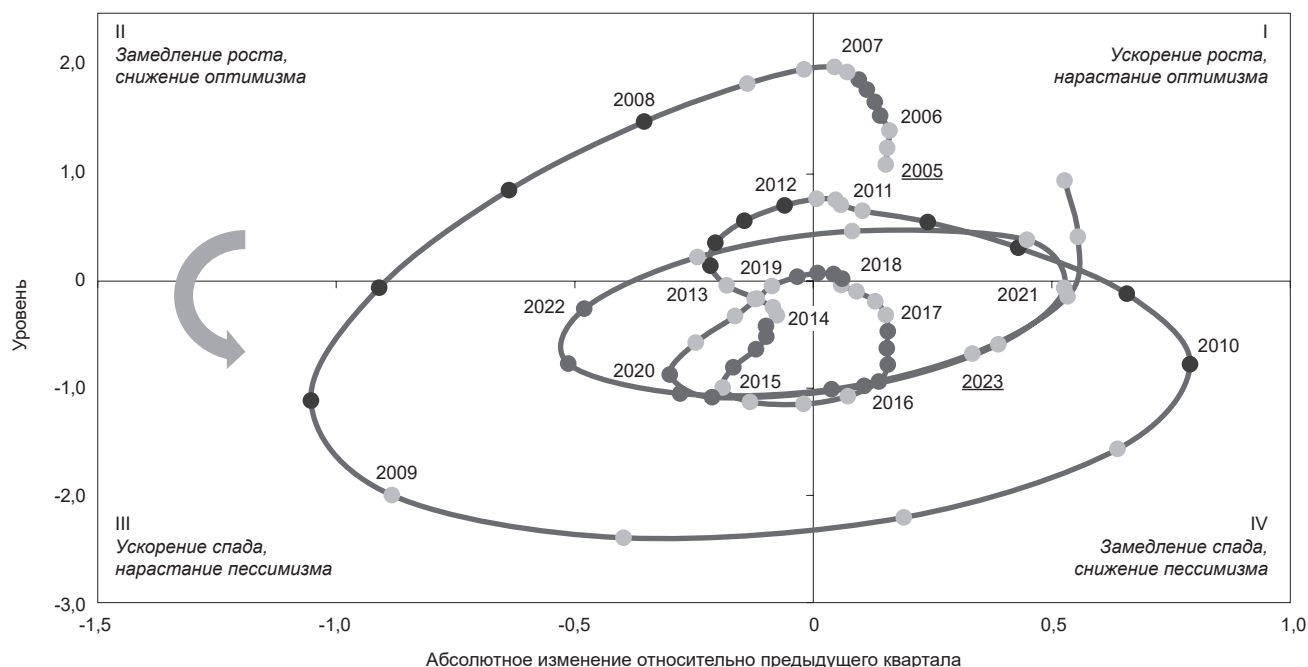


Рис. 5. Трейсер циклического профиля в динамике ИФО ВВП: уровень и ежеквартальные изменения, 2005–2023 годы (в стандартных отклонениях)

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Банка России.

Анализ результатов тренд-циклической декомпозиции временных рядов КИ и ИФО ВВП с выделением сглаженных циклических профилей и датировкой поворотных точек свидетельствует

о циклическом соответствии анализируемых динамик:

— в 2005–2006 гг. все индикаторы находились в фазе ускорения роста и нарастания оптимизма;

— максимальные значения оптимизма экономических агентов и темпов экономического роста были достигнуты в середине 2007 г. (ИЭН и ИФО ВВП — во II квартале, ИБК — в III квартале);

— низшие поворотные точки этого цикла были синхронно пройдены во II квартале 2009 г. (мировой финансовый кризис 2008—2009 гг.);

— пик следующего цикла роста раньше других прошел ИБК (во II квартале 2011 г., на два квартала ранее ИФО ВВП); запаздывание ИЭН в этот период, вероятно, объясняется изменением состава его компонентов в 2012 г.;

— впадины этого цикла ИБК достиг в III квартале 2015 г. одновременно с ИФО ВВП, а ИЭН — на квартал позже (кризис санкций — антисанкций 2014—2015 гг.);

— КИ на два квартала опередили ИФО ВВП в момент циклического пика в I квартале 2018 г. и синхронно прошли низшую точку во II квартале 2020 г. (коронакризис);

— пика последнего цикла ИБК и ИФО ВВП достигли в III квартале 2021 г., а ИЭН — с опозданием на один квартал; впадину в середине 2022 г. оба КИ прошли раньше ИФО ВВП на один квартал.

### **Моделирование взаимосвязи между временными рядами: уравнения векторной авторегрессии с дамми-переменными**

Стационарность исследуемых временных рядов, наличие значимой кросс-корреляционной связи и причинности по Грейнджеру, подтвержденные результатами совместного тестирования, свидетельствуют о допустимости и целесообразности включения КИ в эконометрические модели. Мы применили модель векторной авторегрессии как один из наиболее распространенных и эффективных эконометрических подходов к наукастингу ВВП с использованием данных ОЭТ. Модели VAR просты в применении и позволяют строить наукасты высокой точности, часто превосходя альтернативные процедуры, например модели авторегрессии с распределенным лагом и динамические факторные модели. Они служат одним из основных инструментов анализа, наукастинга и краткосрочного прогнозирования макроэкономических данных во многих странах, в том числе и в России. В частности, такие модели широко применяются в практике

центральных банков для эффективного прогнозирования макроэкономических показателей [38 и 39].

Модель VAR представляет собой систему уравнений, где поведение каждой эндогенной переменной зависит как от ее собственных прошлых значений (лагов), так и от значений других рядов в составе модели [40]. При выборе спецификации модели мы руководствовались следующими предпосылками. Во-первых, необходимая информация была заранее объединена в КИ, что позволило использовать простую универсальную спецификацию с небольшим числом оцениваемых параметров. В ином случае для преодоления «проклятия размерности» целесообразно было бы применять байесовскую VAR-модель (*BVAR*), в которой для снижения числа оцениваемых параметров вводятся априорные представления о возможном распределении их ковариационной матрицы ошибок [41], или факторно расширенную модель VAR (*FAVAR*), когда из всего массива информации предварительно выделяются несколько главных компонентов [42].

Во-вторых, при стационарности временных рядов допустимо использовать неограниченную (*unrestricted*) модель VAR. В случае нестационарности процесса необходима проверка всех рядов на коинтеграцию. При подтверждении коинтеграционных связей следует перейти к модели коррекции ошибок (*Error Correction Model — VECM*), а при их отсутствии — привести все временные ряды к стационарному виду путем расчета первых разностей.

В-третьих, при наличии во временных рядах сильных флуктуаций целесообразно добавить в спецификацию фиктивные (дамми) переменные. Состоятельность подобной модели и ее эффективность для краткосрочного прогнозирования ВВП были подтверждены, в частности, в работе [27]. Дамми-переменные были включены в модельные спецификации с целью эмпирического учета некоторых переломных точек, в основном связанных с неожиданными шоками различной природы, значимыми для исследуемых временных рядов. В частности, к ним относятся кризисы 2008, 2015, 2020 и 2022 гг., в также всплеск экономической активности в 2021 г. В эти периоды активизируются дамми-переменные «кризис» (D) или «восстановление» (U), им придается значение 1. В остальное время, когда дамми-переменные не активны, их значение равно 0.

Такая спецификация позволяет без усложнения получить состоятельную модель, способную прогнозировать ожидаемое изменение ИФО ВВП.

При тестировании моделей без дамми-переменных стандартные статистические тесты свидетельствовали об отсутствии нормального распределения в случайных остатках уравнений, наличии автокорреляции и выбросов.

Включение в уравнения дамми-переменных позволило достичь состоятельности всех спецификаций. В частности, не отвергались нулевые гипотезы тестов Дурника – Хансена (*Doornik – Hansen*) о нормальности распределения остатков и теста Бройша – Годфри (*Broysch – Godfrey*) об отсутствии автокорреляции для первых четырех лагов. Проверка также показала, что все обратные корни уравнений находятся внутри единичной окружности.

На основании вышеперечисленных предположений и проверок состоятельности была выбрана неограниченная модель VAR с дамми-переменными, которая может адекватно идентифицировать взаимосвязь временных рядов композитных индикаторов и ИФО ВВП с учетом основных факторов моделируемого процесса.

В работе оценивались три версии модели VAR с дамми-переменными:

- модель 1 включала ИФО ВВП и ИЭН;
- модель 2 включала ИФО ВВП и ИБК;
- модель 3 включала ИФО ВВП, ИБК и ИЭН.

Оптимальное число лагов для каждой модели было выбрано согласно наименьшим значениям информационных критериев Акаике, Шварца и Хеннана – Куинна: два лага для модели 1, четыре лага для модели 2 и пять лагов для модели 3.

Таким образом, первая модель VAR 2-го порядка состоит из двух уравнений, включающих авторегрессионные составляющие 2-го порядка и дамми-переменные:

$$X_t = c_1 + \sum_{i=1}^2 a_{1,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^2 a_{1,2}^i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^5 a_{1,j}^3 D_j + a_{1,1}^4 U_1 + \varepsilon_{1,t}, \quad (1)$$

$$Y_t = c_2 + \sum_{i=1}^2 a_{2,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^2 a_{2,2}^i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^5 a_{2,j}^3 D_j + a_{2,1}^4 U_1 + \varepsilon_{2,t}, \quad (2)$$

где  $X_t$  – временной ряд ИФО ВВП;  $Y_t$  – временной ряд ИЭН.

Вторая модель VAR 4-го порядка также состоит из двух уравнений с авторегрессионными составляющими 4-го порядка и дамми-переменными:

$$X_t = \sum_{i=1}^4 a_{1,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{1,2}^i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^3 a_{1,j}^3 D_j + a_{1,1}^4 U_1 + \varepsilon_{1,t}, \quad (3)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^4 a_{2,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{2,2}^i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^3 a_{2,j}^3 D_j + a_{2,1}^4 U_1 + \varepsilon_{2,t}, \quad (4)$$

где  $X_t$  – временной ряд ИФО ВВП;  $Y_t$  – временной ряд ИБК.

Третья модель VAR 5-го порядка состоит из трех уравнений с авторегрессионными составляющими 5-го порядка и дамми-переменными:

$$X_t = c_1 + \sum_{i=1}^5 a_{1,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{1,2}^i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{1,3}^i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^2 a_{1,j}^4 D_j + a_{1,1}^5 U_1 + \varepsilon_{1,t}, \quad (5)$$

$$Y_t = c_2 + \sum_{i=1}^5 a_{2,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{2,2}^i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{2,3}^i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^2 a_{2,j}^4 D_j + a_{2,1}^5 U_1 + \varepsilon_{2,t}, \quad (6)$$

$$Z_t = c_3 + \sum_{i=1}^5 a_{3,1}^i X_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{3,2}^i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{3,3}^i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^2 a_{3,j}^4 D_j + a_{3,1}^5 U_1 + \varepsilon_{3,t}, \quad (7)$$

где  $X_t$  – временной ряд ИФО ВВП;  $Y_t$  – временной ряд ИБК;  $Z_t$  – временной ряд ИЭН.

В каждом уравнении  $D$  – это дамми-переменная «кризис»;  $U$  – дамми-переменная «восстановление»;  $\varepsilon_{1,t}$ ,  $\varepsilon_{2,t}$  и  $\varepsilon_{3,t}$  – случайные остатки;  $t$  – кварталы за период с I квартала 2005 г. по IV квартал 2023 г.

Случайные остатки каждого уравнения представляют собой процессы белого шума:  $E(\varepsilon_{1,t}) = 0, Var(\varepsilon_{1,t}) = \sigma^2$ ,  $E(\varepsilon_{2,t}) = 0, Var(\varepsilon_{2,t}) = \sigma^2$  и  $E(\varepsilon_{3,t}) = 0, Var(\varepsilon_{3,t}) = \sigma^2$ .

### Применение модельных спецификаций векторной авторегрессии в наукастинге ИФО ВВП

Для интерпретации результатов моделирования и визуализации взаимосвязи между временными рядами была использована функция импульсного отклика (*Impulse Response Function – IRF*) с разложе-

нием Холецкого (*Cholesky decomposition*) оцененной ковариационной матрицы ошибок. Эта процедура позволяет измерить силу, направление и длительность воздействия импульса (шока) в одно стандартное отклонение, искусственно введенного в динамику КИ, на динамику ИФО ВВП.

При таком подходе порядок ввода переменных в модель влияет на взаимосвязи временных рядов. Шок в динамике первой переменной воздействует на все расположенные после нее переменные, но на саму нее шоки в динамике других переменных не влияют. На последнюю же по порядку переменную, напротив, влияют шоки в динамике всех переменных, но сама она влияния на них не оказывает.

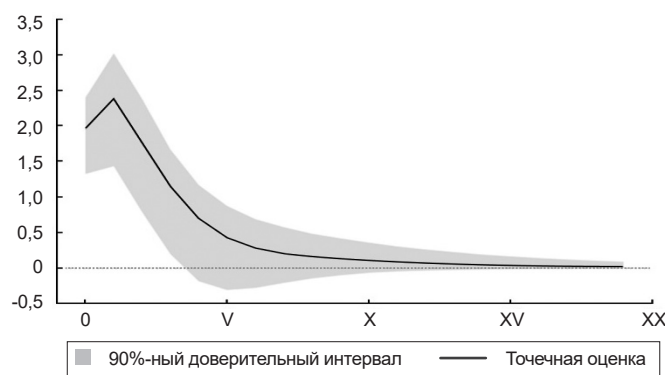
В наших спецификациях мы выбираем такой порядок переменных, при котором будут наблюдаться наибольшее влияние КИ на ИФО ВВП и наименьшее влияние ИФО ВВП на самого себя, что определяется методом разложения диспер-

сии (*variance decomposition*). Наилучший результат с этой точки зрения был достигнут при следующем упорядочении переменных:

- модель 1: ИЭН → ИФО ВВП;
- модель 2: ИБК → ИФО ВВП;
- модель 3: ИЭН → ИБК → ИФО ВВП.

При таком порядке показателей шоки во временных рядах КИ воздействуют на динамику как самих КИ, так и ИФО ВВП, а шоки во временном ряду ИФО ВВП влияют на динамику только самого ИФО ВВП. Такое упорядочивание показателей согласуется с результатами теста Грейнджера на причинность.

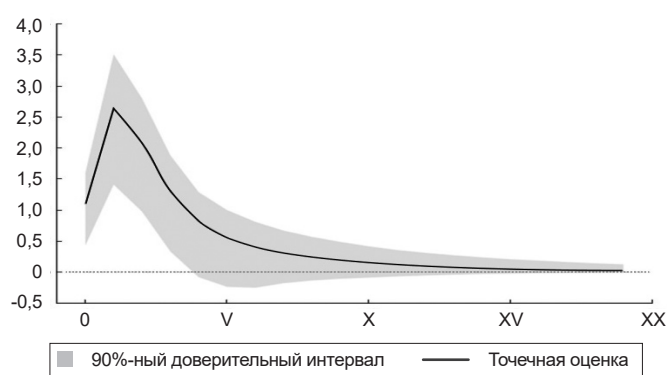
Результаты применения IRF в трех спецификациях модели VAR представлены на рис. 6–8, визуализирующих силу и направление воздействия шока в одно стандартное отклонение во временных рядах КИ на динамику ИФО ВВП, а также продолжительность подстройки ИФО ВВП к этому шоку.



Примечание. По оси абсцисс отложены квинталами, по оси ординат — стандартные отклонения.

Рис. 6. Модель 1: отклик ИФО ВВП на импульс в ИЭН (в стандартных отклонениях)

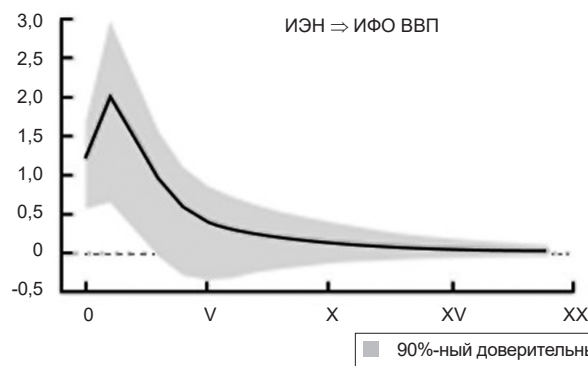
Источник: расчеты авторов.



Примечание. По оси абсцисс отложены квинталами, по оси ординат — стандартные отклонения.

Рис. 7. Модель 2: отклик ИФО ВВП на импульс в ИБК (в стандартных отклонениях)

Источник: расчеты авторов.



Примечание. По оси абсцисс отложены квинталами, по оси ординат — стандартные отклонения.

Рис. 8. Модель 3: отклик ИФО ВВП на импульсы в ИЭН и ИБК (в стандартных отклонениях)

Источник: расчеты авторов.

Формы импульсного отклика подтверждают гипотезу о наличии значимой положительной взаимосвязи каждого КИ с ИФО ВВП. Импульсы, введенные в динамику ИЭН и ИБК, позитивно воздействуют на динамику ИФО ВВП, вызывают ярко выраженный однонаправленный отклик, который затем затухает, и динамика ИФО ВВП стабилизируется. Хотя полученные отклики не интерпретируются с экономической точки зрения, они позволяют сделать вывод об адекватности оцениваемых моделей и наличии статистически значимых взаимосвязей между включенными в них переменными.

Далее были рассчитаны три версии наукастов роста ВВП на внутривыборочном временном интервале, с I квартала 2005 г. по IV квартал 2023 г. Совокупность стандартных параметров качества (см. таблицу 7) свидетельствует о достаточной точности всех полученных наукастов; при этом наименьшие ошибки были получены при применении модели 3, включающей оба композитных индикатора.

Графическая визуализация (см. рис. 9) подтверждает вывод о наибольшей эффективности модели 3.

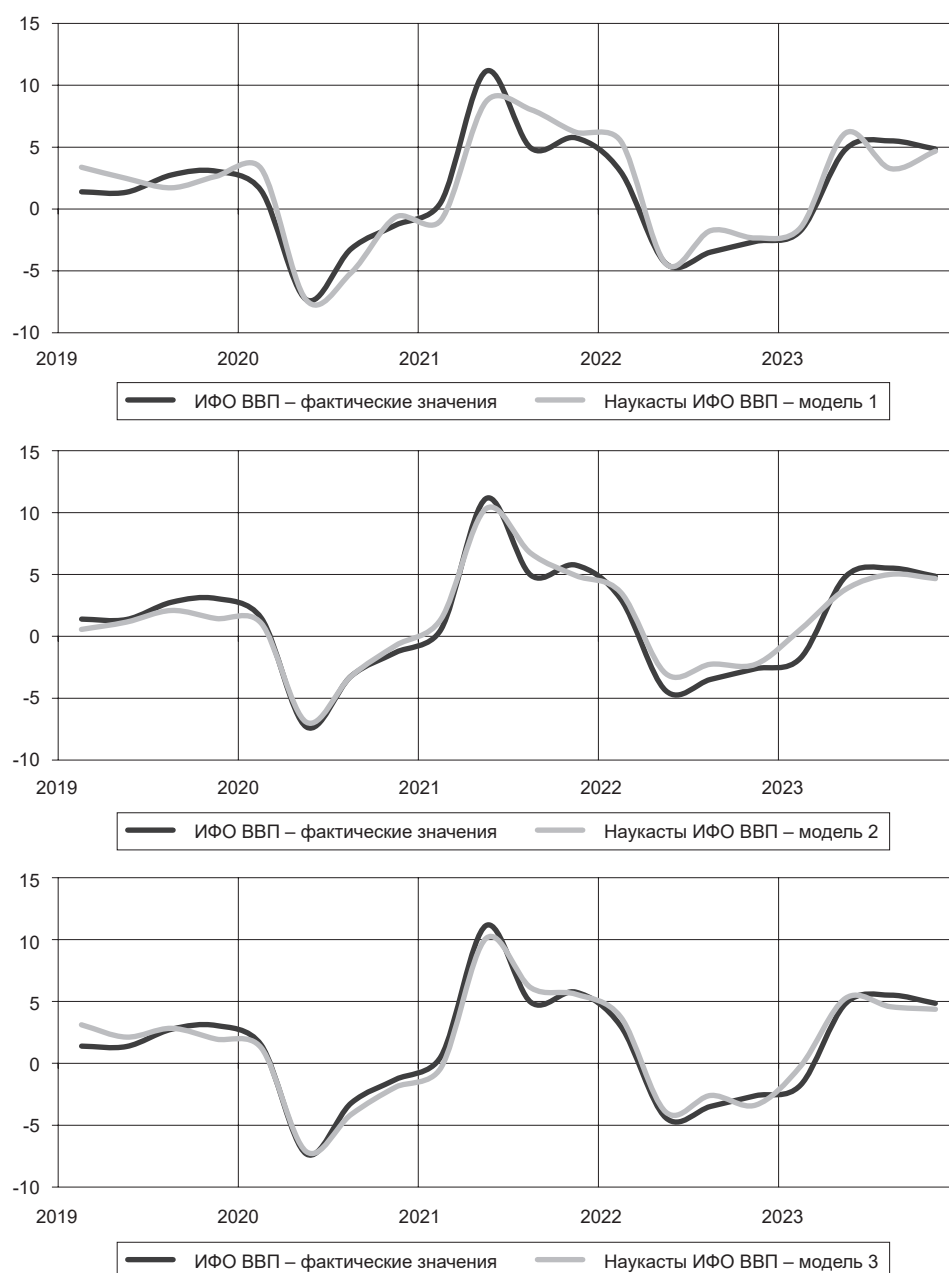


Рис. 9. Наукасты ИФО ВВП на внутривыборочном интервале (фрагмент за 2019–2023 годы) на основе трех моделей (в процентах к соответствующим периодам предыдущего года)

Источник: расчеты авторов.



Параметры качества наукастов

	Модель 1	Модель 2	Модель 3
R-квадрат	0,921	0,952	0,957
Сумма квадратов остатков (сумма ошибок)	115,300	84,054	59,363
MSE (средняя квадратичная ошибка)	1,558	1,167	0,836
RMSE (корень средней квадратичной ошибки)	1,342	1,184	1,068
ME (средняя ошибка)	0,000	0,000	0,000
MAE (средняя абсолютная ошибка)	0,992	0,891	0,784

Источник: расчеты авторов.

## Выводы

В статье обоснована целесообразность использования агрегированной информации ОЭТ для наукастинга роста ВВП и приведен сравнительный анализ эффективности включения в модельные спецификации векторной авторегрессии композитных индикаторов на основе обследования Росстата и Банка России.

Статистическое и циклическое тестирования временных рядов за период с I квартала 2005 г. по IV квартал 2023 г. подтвердили значимую корреляцию и причинность по Грейнджеру между композитными индикаторами обследований и ИФО ВВП; выявлено сходство циклических профилей в динамике показателей. Оба композитных индикатора синхронно или с опережением относительно ИФО ВВП проходят большинство поворотных точек циклов роста. При этом ИБК, рассчитанный на основе результатов мониторинга Банка России, чаще демонстрирует опережающий характер связи, в то время как ИЭН, рассчитанный на основе результатов обследований Росстата, показывает преимущественно синхронное движение, а его опережающие возможности обеспечиваются ранней доступностью информации (на два месяца раньше первых официальных оценок квартального ИФО ВВП).

Возможности применения композитных индикаторов в наукастинге ИФО ВВП оценены с помощью трех спецификаций модели VAR с дамми-переменными. Параметры качества наукастов на внутривыборочном временном интервале свидетельствуют об эффективности всех спецификаций, при этом наиболее точные оценки были получены при применении модели, включающей оба композитных индикатора и ИФО ВВП.

Продолжать исследования целесообразно в двух направлениях: усложнение VAR-модели путем добавления в нее количественных переменных циклического характера и повышение

опережающих качеств композитных индикаторов за счет обновления состава их компонентов и включения большего числа временных рядов, отражающих ожидания экономических агентов.

## Литература

1. UN. Handbook on Economic Tendency Survey. New York: UN Publ., 2015. 145 p.
2. UNECE. Guidelines on Producing Leading, Composite and Sentiment Indicators. Geneva: UN, 2019. 125 p.
3. **Giannone D., Reichlin L., Small D.** Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data // Journal of Monetary Economics. 2008. Vol. 55. Iss. 4. P. 665–676. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.05.010>.
4. **Theil H.** Economic Forecasts and Policy. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1958.
5. European Commission. The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide (Updated January 2024). URL: [https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09\\_en?filename=bcs\\_user\\_guide.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09_en?filename=bcs_user_guide.pdf).
6. **Claveria O., Pons E., Ramos R.** Business and Consumer Expectations and Macroeconomic Forecasts // International Journal of Forecasting. 2007. Vol. 23. Iss. 1. P. 47–69. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2006.04.004>.
7. **Christiansen C., Eriksen J.N., Moller S.V.** Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment // Journal of Banking and Finance. 2014. Vol. 49. P. 459–468. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.06.017>.
8. **Cesaroni T.** The Cyclical Behavior of the Italian Business Survey Data // Empirical Economics. 2011. Vol. 41. P. 747–768. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0390-7>.
9. **van Aarle B., Moons C.** Sentiment and Uncertainty Fluctuations and Their Effects on the Euro Area Business Cycle // Journal of Business Cycle Research. 2017. Vol. 13. P. 225–251. doi: <https://doi.org/10.1007/s41549-017-0020-y>.
10. **Astolfi R.** et al. The Use of Short-Term Indicators and Survey Data for Predicting Turning Points in Economic Activity: A Performance Analysis of the OECD System of CLIs During the Great Recession // OECD Statistics Working Papers. 2016. No. 2016/08. doi: <https://doi.org/10.1787/5jlz4gs2pkhf-en>.
11. **Cesaroni T., Iezzi S.** The Predictive Content of Business Survey Indicators: Evidence from SIGE // Journal of Business Cycle Research. 2017. Vol. 13. P. 75–104. doi: <https://doi.org/10.1007/s41549-017-0015-8>.

12. **Basselier R., Liedo D. de A., Langenus G.** Nowcasting Real Economic Activity in the Euro Area: Assessing the Impact of Qualitative Surveys // Working Paper Research. 2017. No. 331. Brussels: National Bank of Belgium, 2017.
13. **Lehmann R.** The Forecasting Power of the ifo Business Survey // CESifo Working Paper No. 8291. Munich: CESifo, 2020. URL: <https://www.cesifo.org/en/publications/2020/working-paper/forecasting-power-ifo-business-survey>.
14. **Boudt K., Todorov V., Upadhyaya Sh.** Nowcasting Manufacturing Value Added for Cross-Country Comparison // Statistical Journal of the IAOS. 2009. Vol. 26. Iss. 1. P. 15–20. doi: <https://doi.org/10.3233/SJI-2009-0694>.
15. **Banbura M., Rünstler G.** A Look into the Factor Model Black Box – Publication Lags and the Role of Hard and Soft Data in Forecasting GDP // ECB Working Paper No. 751. Frankfurt am Main: ECB, 2007. URL: <https://ssrn.com/abstract=984265>.
16. **Drechsel K., Maurin L.** Flow of Conjunctural Information and Forecast of Euro Area Economic Activity // Journal of Forecasting. 2011. Vol. 30. Iss. 3. P. 336–354. doi: <https://doi.org/10.1002/for.1177>.
17. **Gayer C., Girardi A., Reuter A.** The Role of Survey Data in Nowcasting Euro Area GDP Growth // European Commission Economic Papers No 538. Brussels: 2014. URL: [https://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/economic\\_paper/2014/pdf/ecp538\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2014/pdf/ecp538_en.pdf).
18. **Lehmann R., Wohlrabe K.** Forecasting GDP at the Regional Level with Many Predictors // CESifo Working Paper No 3956. Munich: CESifo, 2012. URL: <https://www.cesifo.org/en/publications/2012/working-paper/forecasting-gdp-regional-level-many-predictors>.
19. **D'Amato L., Garegnani L., Blanco E.** GDP Nowcasting: Assessing Business Cycle Conditions in Argentina // ESTUDIOS BCRA Working Paper 2015. No. 69. C.A. de Buenos Aires: Central Bank of Argentina, 2015. URL: [https://www.bcr.gov.ar/Pdfs/Investigaciones/WP\\_69\\_2015%20i.pdf](https://www.bcr.gov.ar/Pdfs/Investigaciones/WP_69_2015%20i.pdf).
20. **Galli A., Hepenstrick C., Scheufele R.** Mixed-Frequency Models for Tracking Short-Term Economic Developments in Switzerland // International Journal of Central Banking. 2019. Vol. 15. No. 2. P. 151–178. URL: <https://www.ijcb.org/journal/ijcb19q2a5.pdf>.
21. **Bruno G., Lupi C.** Forecasting Industrial Production and the Early Detection of Turning Points // Empirical Economics. 2004. Vol. 29. P. 647–671. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-004-0203-y>.
22. **Mattos D.** et al. Forecasting Brazilian Industrial Production with the VAR Model and SARIMA with Smart Dummy. Present at the 33rd CIRET Conference «Economic Tendency Surveys and Economic Policy». Copenhagen, 2016.
23. **Дубовский Д., Кофанов Д., Сосунов К.** Датировка российского бизнес-цикла // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 554–575.
24. **Смирнов С.В.** Предсказание поворотных точек российского экономического цикла с помощью сводных опережающих индексов // Вопросы статистики. 2020. Т. 27. № 4. С. 53–65. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-4-53-65>.
25. **Смирнов С., Кондрашов Н., Петровневич А.** Поворотные точки российского экономического цикла, 1981–2015 гг. // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 534–553.
26. **Китрар Л., Липкинд Т.** Анализ взаимосвязи индикатора экономических настроений и роста ВВП // Экономическая политика. 2020. Т. 16. № 6. С. 8–41. doi: <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2020-6-8-41>.
27. **Kitrar L., Lipkind T.** The Relationship of Economic Sentiment and GDP Growth in Russia in Light of The Covid-19 Crisis // Entrepreneurial Business and Economics Review (EBER). 2021. Vol. 9. No. 1. P. 7–29. doi: <https://doi.org/10.15678/EBER.2021.090101>.
28. **Китрар Л., Липкинд Т., Усов Н.** Прогнозирование роста ВВП с учетом кризисных шоков на основе результатов обследований деловой активности // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 4. С. 80–95. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-80-95>.
29. **Кобзев А., Андреев А.** Индикаторы деловой активности и инфляции на основе мониторинга предприятий. Аналитическая записка. Март 2021. М.: ЦБ РФ, 2021. URL: [https://cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic\\_note\\_20210322.pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic_note_20210322.pdf).
30. **Ляхнова М., Коленко Ю.** Оценка разрыва выпуска России по данным мониторинга предприятий // Деньги и кредит. 2024. Т. 83. № 2. С. 26–53. URL: <https://rjmf.econs.online/2024/2/nowcasting-the-output-gap-in-russia-using-enterprise-monitoring-data/>.
31. Банк России. Мониторинг нефинансовых предприятий: методология Банка России. М.: ЦБ РФ, 2022. URL: [https://cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm\\_br.pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm_br.pdf).
32. **Granger C.W.J.** Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods // Econometrica. 1969. Vol. 37. Iss. 3. P. 424–438.
33. **Hodrick R.J., Prescott E.C.** Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // Journal of Money, Credit and Banking. 1997. Vol. 29. Iss. 1. P. 1–16.
34. OECD. OECD System of Composite Leading Indicators. 2012. URL: <https://www.oecd.org/sdd/41629509.pdf>.
35. **Nilsson R., Gyomai G.** Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters // OECD Statistics Working Papers. No. 2011/04. Paris: OECD Publishing, 2011. doi: <https://doi.org/10.1787/5kg9srt7f8g0-en>.
36. **Gayer Ch.** Report: The Economic Climate Tracer. A Tool to Visualise the Cyclical Stance of the Economy Using Survey Data. 2008. URL: [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/documents/studies/economic\\_climate\\_tracer\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/studies/economic_climate_tracer_en.pdf).
37. European Commission. European Business Cycle Indicators. Technical Paper 069. January 2024. doi: <https://doi.org/10.2765/925336>.
38. **Безбородова А.** SVAR: анализ и прогнозирование основных макроэкономических показателей // Бан-каўскі веснік. Исследования Банка № 11. 2017. URL: <https://www.nbrb.by/bv/pdf/supplements/58.pdf>.
39. **Орлов К.** Построение большой байесовской векторной авторегрессионной модели для Казахстана // Департамент денежно-кредитной политики Банка Казахстана. Экономическое исследование № 2021-1. URL: <https://www.nationalbank.kz/file/download/65031>.

40. **Sims C.A.** Macroeconomics and Reality // *Econometrica*. 1980. Vol. 48. P. 1–48.
41. **Litterman R.** Forecasting with Bayesian Vector Autoregressive Model – Five Years of Experience // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1986. Vol. 4. Iss. 1. P. 25–38. doi: <https://doi.org/10.2307/1391384>.
42. **Gupta R., Jurgilas M., Kabundi A.** The Effect of Monetary Policy on Real House Price Growth in South Africa: A Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach // *Economic Modelling*. 2010. Vol. 27. Iss. 1. P. 315–323. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.011>.

### Информация об авторах

**Китрар Людмила Анатольевна** – канд. экон. наук, доцент, Институт статистических исследований и экономики знаний, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 101000, г. Москва, Покровский бульвар, д. 11. E-mail: [kitrar.liudmila@gmail.com](mailto:kitrar.liudmila@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6383-9562>.

**Рахманов Мурад Абдусаматович** – начальник юридического отдела, главное управление по городу Ташкенту Центрального Банка Республики Узбекистан. Узбекистан, 100001, г. Ташкент, ул. Ислама Каримова, д. 6. E-mail: [Murat\\_rahmanov@mail.ru](mailto:Murat_rahmanov@mail.ru). ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-0590-5271>.

**Липкинд Тамара Михайловна** – независимый эксперт. 111583, г. Москва, ул. Косинская, д. 18. E-mail: [liptoma3@gmail.com](mailto:liptoma3@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2632-9026>.

### References

1. UN. *Handbook on Economic Tendency Survey*. New York: UN; 2015. 145 p.
2. UNECE. *Guidelines on Producing Leading, Composite and Sentiment Indicators*. Geneva: UN; 2019. 125 p.
3. **Giannone D., Reichlin L., Small D.** Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics*. 2008;55(4):665–676. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.05.010>.
4. **Theil H.** *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland Publ. Co.; 1958.
5. European Commission. *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide (Updated January 2024)*. Available from: [https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09\\_en?filename=bcs\\_user\\_guide.pdf](https://economy-finance.ec.europa.eu/document/download/4f162b92-e654-4cef-beed-38960dae1b09_en?filename=bcs_user_guide.pdf).
6. **Claveria O., Pons E., Ramos R.** Business and Consumer Expectations and Macroeconomic Forecasts. *International Journal of Forecasting*. 2007;23(1):47–69. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2006.04.004>.
7. **Christiansen C., Eriksen J.N., Moller S.V.** Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment. *Journal of Banking and Finance*. 2014;49:459–468. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.06.017>.
8. **Cesaroni T.** The Cyclical Behavior of the Italian Business Survey Data. *Empirical Economics*. 2011;41:747–768. Available from: <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0390-7>.
9. **van Aarle B., Moons C.** Sentiment and Uncertainty Fluctuations and Their Effects on the Euro Area Business Cycle. *Journal of Business Cycle Research*. 2017;13:225–251. Available from: <https://doi.org/10.1007/s41549-017-0020-y>.
10. **Astolfi R.** et al. The Use of Short-Term Indicators and Survey Data for Predicting Turning Points in Economic Activity: A Performance Analysis of the OECD System of CLIs During the Great Recession. *OECD Statistics Working Papers*. 2016; No. 2016/08. Available from: <https://doi.org/10.1787/5jlz4gs2pkhfen>.
11. **Cesaroni T., Iezzi S.** The Predictive Content of Business Survey Indicators: Evidence from SIGE. *Journal of Business Cycle Research*. 2017;13:75–104. Available from: <https://doi.org/10.1007/s41549-017-0015-8>.
12. **Basselier R., de Antonio Liedo D., Langenus G.** Nowcasting Real Economic Activity in the Euro Area: Assessing the Impact of Qualitative Surveys. *Working Paper Research*. 2017. No. 331. Brussels: National Bank of Belgium; 2017.
13. **Lehmann R.** The Forecasting Power of the info Business Survey. *CESifo Working Paper*. 2020. No. 8291. Available from: <https://www.cesifo.org/en/publications/2020/working-paper/forecasting-power-ifo-business-survey>.
14. **Boudt K., Todorov V., Upadhyaya Sh.** Nowcasting Manufacturing Value Added for Cross-Country Comparison. *Statistical Journal of the IAOS*. 2009;26(1):15–20. Available from: <https://doi.org/10.3233/SJI-2009-0694>.
15. **Banbura M., Rünstler G.** A Look into the Factor Model Black Box – Publication Lags and the Role of Hard and Soft Data in Forecasting GDP. *ECB Working Paper No. 751*. Frankfurt am Main: ECB; 2007. Available from: <https://ssrn.com/abstract=984265>.
16. **Drechsel K., Maurin L.** Flow of Conjunctural Information and Forecast of Euro Area Economic Activity. *Journal of Forecasting*. 2011;30(3):336–354. Available from: <https://doi.org/10.1002/for.1177>.
17. **Gayer C., Girardi A., Reuter A.** The Role of Survey Data in Nowcasting Euro Area GDP Growth. *European Commission Economic Papers*. 2014. No. 538. Available from: [https://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/economic\\_paper/2014/pdf/ecp538\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2014/pdf/ecp538_en.pdf).
18. **Lehmann R., Wohlrabe K.** Forecasting GDP at the Regional Level with Many Predictors. *CESifo Working Paper*. 2013. No. 3956. Available from: <https://www.cesifo.org/en/publications/2012/working-paper/forecasting-gdp-regional-level-many-predictors>.
19. **D'Amato L., Garegnani L., Blanco E.** GDP Nowcasting: Assessing Business Cycle Conditions in Argentina.



BCRA Working Paper Series. 2015. No. 69. Available from: [https://www.bcra.gob.ar/Pdfs/Investigaciones/WP\\_69\\_2015%20i.pdf](https://www.bcra.gob.ar/Pdfs/Investigaciones/WP_69_2015%20i.pdf).

20. Galli A., Hepenstrick C., Scheufele R. Mixed-Frequency Models for Tracking Short-Term Economic Developments in Switzerland. *International Journal of Central Banking*. 2019;15(2):151–178. Available from: <https://www.ijcb.org/journal/ijcb19q2a5.pdf>.

21. Bruno, G., Lupi, C. Forecasting Industrial Production and the Early Detection of Turning Points. *Empirical Economics*. 2004;29:647–671. Available from: <https://doi.org/10.1007/s00181-004-0203-y>.

22. Mattos D. et al. *Forecasting Brazilian Industrial Production with the VAR Model and SARIMA with Smart Dummy* [PowerPoint Presentation]. 33rd CIRET Conference «Economic Tendency Surveys and Economic Policy». Copenhagen: 2016.

23. Dubovskiy D., Kofanov D., Sosunov K. Dating of the Russian Business Cycle. *HSE Economic Journal*. 2015;19(4):554–575. (In Russ.)

24. Smirnov S. Predicting Turning Points of the Russian Economic Cycle Using Composite Leading Indicators. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(4):53–65. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-4-53-65>.

25. Smirnov S., Kondrashov N., Petronevich A. Dating Turning Points of the Russian Economic Cycle, 1981–2015. *HSE Economic Journal*. 2015;19(4):534–553. (In Russ.)

26. Kitrar L., Lipkind T. Analysis of the Relationship Between the Economic Sentiment Indicator and GDP Growth. *Ekonomicheskaya Politika*. 2020;16(6):8–41. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2020-6-8-41>.

27. Kitrar L., Lipkind T. The Relationship of Economic Sentiment and GDP Growth in Russia in Light of the Covid-19 Crisis. *Entrepreneurial Business and Economics Review*. 2021;9(1):7–29. Available from: <https://doi.org/10.15678/EBER.2021.090101>.

28. Kitrar L., Lipkind T., Usov N. Forecasting GDP Growth Considering Crisis Shocks Based on Business Survey Results. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(4):80–95. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-80-95>.

29. Kobzev A., Andreev A. Indicators of Business Activity and Inflation Based on Enterprise Monitoring. *Analytical Note of the Central Bank of the Russian Federation*. 2021. (In Russ.) Available from: [https://cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic\\_note\\_20210322.pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic_note_20210322.pdf).

30. Lyakhnova M., Kolenko Y. Nowcasting the Output Gap in Russia Using Enterprise Monitoring Data. *Russian Journal of Money and Finance*. 2024;83(2):26–53. (In Russ.) Available

from: <https://rjmf.econs.online/2024/2/nowcasting-the-output-gap-in-russia-using-enterprise-monitoring-data/>.

31. Bank of Russia. *Monitoring of Non-Financial Enterprises: Methodology of the Bank of Russia*. 2022. (In Russ.) Available from: [https://cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm\\_br.pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm_br.pdf).

32. Granger C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. 1969;37 (3):424–438.

33. Hodrick R.J., Prescott E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997;29(1):1–16.

34. OECD. *OECD System of Composite Leading Indicators*. 2012. Available from: <https://www.oecd.org/sdd/41629509.pdf>.

35. Nilsson R., Gyomai G. Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick – Prescott and Christiano – Fitzgerald Filters. *OECD Statistics Working Papers*. 2011. No. 2011/04. Paris: OECD Publishing; 2011. Available from: <https://doi.org/10.1787/5kg9srt7f8g0-en>.

36. Gayer Ch. *Report: The Economic Climate Tracer. A Tool to Visualise the Cyclical Stance of the Economy Using Survey Data*. 2008. Available from: [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/documents/studies/economic\\_climate\\_tracer\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/studies/economic_climate_tracer_en.pdf).

37. European Commission. *European Business Cycle Indicators*. Technical Paper 069. January 2024. Available from: <https://doi.org/10.2765/925336>.

38. Bezborodova A. SVAR: Analysis and Forecasting of the Main Macroeconomic Indicators. *Bankovskiy Vestnik: Issledovania Banka*. 2017;(11):1–30. (In Russ.)

39. Orlov K. Construction of a Large Bayesian Vector Autoregressive Model for Kazakhstan. *Department of Monetary Policy of the Bank of Kazakhstan. Economic Research No. 2021-1*. (In Russ.) Available from: <https://www.nationalbank.kz/file/download/65031>.

40. Sims C.A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980;48:1–48.

41. Litterman R. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressive Model – Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*. 1986;4(1):21–36. Available from: <https://doi.org/10.2307/1391384>.

42. Gupta R., Jurgilas M., Kabundi A. The Effect of Monetary Policy on Real House Price Growth in South Africa: A Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach. *Economic Modelling*. 2010;27(1):315–323. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.011>.

### About the authors

Liudmila A. Kitrar – Cand. Sci. (Econ.), Assistant Professor, Institute for Statistical Studies and Economics of Knowledge National Research University Higher School of Economics (HSE University), Russian Federation. 11, Pokrovsky Blvd., Moscow, 101000, Russia. E-mail: [kitrar.liudmila@gmail.com](mailto:kitrar.liudmila@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6383-9562>.

Murad A. Rahmanov – Head of the Legal Department, Main Administration for Tashkent City of the Central Bank of the Republic of Uzbekistan. 6, Islam Karimov Str., Tashkent, 100001, Uzbekistan. E-mail: [Murat\\_raxmanov@mail.ru](mailto:Murat_raxmanov@mail.ru). ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-0590-5271>.

Tamara M. Lipkind – Independent Expert. 18, Kosinskaya Str., Moscow, 111538, Russia. E-mail: [liptoma3@gmail.com](mailto:liptoma3@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2632-9026>.

## Тестирование прогнозных свойств различных подходов к интервальному прогнозированию (на примере инфляции в России)

Мария Владимировна Казакова,

Никита Денисович Фокин

Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, г. Москва, Россия

*В статье изложены основные результаты исследования качества интервальных прогнозов российской инфляции на основе моделей квантильной регрессии и гладкой квантильной регрессии по сравнению с OLS-моделями. Все модели строились с учетом возможности прогнозирования в реальном времени, в связи с чем авторы использовали неочищенные от сезонности данные месячной инфляции по отношению к аналогичному периоду предыдущего года. Для каждого горизонта прогноза разрабатывалась собственная модель от лаговых значений инфляции и регрессоров таким образом, чтобы в правой части уравнения всегда использовались известные значения лаговых переменных.*

*Было протестировано большое количество спецификаций: от компактных авторегрессионных моделей с одним или двумя лагами до широких, включающих три дополнительных регрессора помимо лагов инфляции. Наилучшими по качеству с точки зрения типичной для подобной задачи CRPS (Continuous Ranked Probability Score) метрики оказались спецификации с добавлением единственной дополнительной переменной — обменного курса рубля к доллару.*

*При сужении доверительного интервала и на более дальних горизонтах прогнозирования квантильные и гладкие квантильные модели становились более качественными относительно OLS-моделей согласно метрике CRPS.*

*По мнению авторов, в условиях инфляционного таргетирования качественные прогнозы инфляции могут быть использованы Центральным банком Российской Федерации при проведении денежно-кредитной политики как на этапах прогнозирования будущей динамики инфляции, так и на этапе стресс-анализа российской экономики. В целом это может способствовать повышению доверия экономических агентов к Банку России в рамках концепции рациональных ожиданий.*

**Ключевые слова:** инфляция, прогнозирование, интервальные прогнозы, квантильные регрессии, гладкие квантильные регрессии, российская экономика.

JEL: C22, C32, C53, E31.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-23-40>.

*Для цитирования:* Казакова М.В., Фокин Н.Д. Тестирование прогнозных свойств различных подходов к интервальному прогнозированию (на примере инфляции в России). Вопросы статистики. 2024;31(5):23–40.

## Testing Forecasting Properties of Different Approaches to Interval Forecasting (Using the Example of Inflation in Russia)

Maria V. Kazakova,

Nikita D. Fokin

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), Moscow, Russia

*The paper contains the main results of the study of the quality of interval forecasts based on quantile regression and smooth quantile regression models relative to interval forecasts based on OLS models for Russian inflation. All models in the work were built from the logic of the possibility of forecasting in real-time, in connection with which the authors used inflation that was not cleared of seasonality in the expression month to the same month of the previous year. For each forecast horizon, the authors developed a separate model from lagged values of inflation and regressors so that the known values of lagged variables were always used on the right side of the equation.*

*The authors tested a wide range of specifications — from very compact autoregressive models with one or two lags to wide ones with three additional regressors in addition to inflation lags. The best quality from the point of view of CRPS (Continuous Ranked Probability Score) metrics typical for such a task were the specifications that included the only additional variable — the USD/RUB exchange rate.*

*As the confidence interval narrowed and at longer horizons, quantile and smooth quantile models became increasingly better relative to OLS models according to the CRPS metric.*

*According to the authors, in the presence of inflation targeting, qualitative inflation forecasts can be used by the Bank of Russia in conducting monetary policy when forecasting future inflation dynamics and stress-testing the Russian economy. In general, this can help increase the economic agents' confidence in the Bank of Russia within the concept of rational expectations.*

**Keywords:** inflation, forecasting, interval forecasting, quantile regressions, smooth quantile regressions, Russian economy.

JEL: C22, C32, C53, E31.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-23-40>.

*For citation:* Kazakova M.V., Fokin N.D. Testing Forecasting Properties of Different Approaches to Interval Forecasting (Using the Example of Inflation in Russia). *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):23–40. (In Russ.)



## Введение

В настоящей работе преследуется цель тестирования качества интервальных прогнозов инфляции на основе квантильных регрессий и гладких квантильных моделей. Квантильные регрессии представляют собой эконометрический подход, применяемый для оценки условных квантилей объясняемой переменной при определенных значениях предикторов. В отличие от метода наименьших квадратов (OLS), который фокусируется на оценке условного среднего значения переменной ответа, квантильные регрессии позволяют оценивать различные условные квантили, такие как медиана, квартили и др. [1].

Данный метод целесообразно применять, когда взаимосвязь между переменными не является постоянной в разных частях распределения, поскольку с его помощью можно получить более полную картину взаимосвязи между переменными, особенно в случае искаженных или разнонаправленных данных. Кроме того, одним из основных достоинств квантильных регрессий является их устойчивость к выбросам и отсутствие предпосылки о нормальном распределении ошибок, что полезно для анализа данных с ненормальными распределениями или экстремальными значениями.

Квантильные регрессии являются мощным инструментом с точки зрения понимания условного распределения переменной отклика и составления прогнозов в различных точках распределения. Такие регрессии находят широкое применение в экономическом анализе [2]. Они полезны для изучения эффектов распределения, неоднородности и нелинейных взаимосвязей в ключевых макроэкономических переменных, обеспечивая более глубокое понимание экономической динамики и последствий для политики.

Классические квантильные регрессии имеют один недостаток. Оцененные коэффициенты могут сильно изменяться на экстремальных квантилях, поскольку оценка условных квантилей на концах распределений бывает затруднительной из-за небольшого количества точек, попадающих в хвосты распределения. Гладкие квантильные модели [3] позволяют избежать этой проблемы. В рамках данного класса моделей траектория коэффициентов в зависимости от квантиля распределения сглаживается с помощью непараметрических методов.

Оценивание квантильных регрессий позволяет выявлять, как детерминанты инфляции варьируются на разных уровнях распределения инфляции. В первую очередь, данный подход может помочь оценить устойчивость инфляции на различных уровнях распределения инфляции, в частности проанализировать, как шоки или изменения ключевых детерминантов инфляции по-разному влияют на динамику инфляции в разнообразных квантилях. Это дает представление о скорости и степени, с которой происходят корректировки инфляции при разного рода инфляционных уровнях [4].

Квантильные регрессии также дают возможность понять, насколько варьируется влияние всевозможных факторов на инфляцию в разных квантилях распределения инфляции, например, как изменения цен на нефть, обменных курсов или затрат на рабочую силу влияют на низкий, средний и высокий уровни инфляции по отдельности. Такой анализ выявляет неоднородность реакции инфляции на разнообразные экономические шоки.

Наконец, квантильные регрессии могут применяться для оценки эффективности денежно-кредитной или фискальной политики с точки зрения сдерживания инфляции на разных уровнях ее распределения. Соответственно результаты оценивания квантильных регрессий на основе переменных политики и данных об инфляции показывают, как меры политики влияют на инфляцию для гетерогенных групп населения или секторов экономики. Это делает квантильные регрессии полезным инструментом при разработке более эффективных стратегий контроля инфляции [5 и 6].

Таким образом, учитывая множество экзогенных инфляционных шоков в российской экономике за последнее десятилетие, квантильные модели могут стать сильным инструментом для сценарного (интервального) прогнозирования российской инфляции.

Исходя из ныне действующего режима инфляционного таргетирования, качественные прогнозы инфляции могут быть полезны Банку России при проведении денежно-кредитной политики (ДКП) на этапах прогнозирования будущей динамики инфляции, а также на этапе стресс-анализа российской экономики. Более качественные прогнозы инфляции могут способствовать повышению доверия экономических агентов Центральному банку Российской Федерации в рамках концепции рациональных ожиданий.

## Обзор литературы

**Квантильные модели для инфляции.** В статье [7] проведен всесторонний анализ динамики инфляции под риском на основе квантильных регрессий, выявляющий основные риски в хвостах распределения инфляции, в частности вероятность экстремальных инфляционных событий. Авторы изучают, как макроэкономические факторы влияют на прогнозируемое распределение инфляции, а также на вероятность того, что инфляция превысит или опустится ниже определенных пороговых значений в ближайшей перспективе, то есть на инфляцию под риском.

Целями вышеназванной статьи являются: исследование концепции «инфляция под риском», то есть вероятности экстремальных инфляционных уровней, превышающих определенной порог; анализ факторов, повышающих волатильность инфляции; оценка эффективности различных инструментов политики в управлении инфляционными рисками. Для этого в работе осуществляется комплексный эмпирический анализ с использованием комбинации макроэкономических данных, статистических моделей и эконометрических методов для исследования факторов, обуславливающих волатильность инфляции. Кроме того, авторами проводится сценарный анализ для оценки влияния различных мер политики на инфляцию. Метод квантильных регрессий применяется с целью изучения условных квантилей распределения инфляции, в частности на хвостах распределения, где вероятность экстремальной инфляции наиболее высока.

Оценивание проводится на широком наборе макроэкономических данных, включающих основные факторы, обуславливающие экстремальную инфляцию, в том числе изменения в денежно-кредитной политике, экономический рост и внешние шоки. Таким образом, исследование выявляет факторы высокой и низкой инфляции и объясняет неоднородность динамики инфляции в различных экономических условиях. По мнению ученых, сдержанная реакция условного среднего показателя инфляции на экономическую среду не дает адекватного представления об общей структуре динамики инфляции. В работе подчеркивается, что при контроле за состоянием рынка труда и инфляционными ожиданиями жесткие финансовые условия в США и еврозоне могут обернуться существенными рисками снижения инфляции. Авторы приме-

няют новый эмпирический подход к существующим макроэкономическим моделям, основанный на оценивании квантильных регрессий и показывающий, что изменения в условиях кредитования также являются ключевыми для понимания динамики инфляционных процессов.

Соответственно в работе делается вывод о важности инфляционных ожиданий, шоков со стороны предложения и доверия к денежно-кредитной политике в формировании динамики инфляции, а также подчеркивается существенная роль перспективных ориентиров, инфляционного таргетирования и нетрадиционной ДКП в снижении инфляционного риска.

Анализ, проведенный в статье [8], сосредоточен на большой группе стран с развитой экономикой и стран с формирующимся рынком (emerging market economies, EMEs) и описывает, как и почему изменялись инфляционные риски в этих странах с течением времени. Авторы обнаруживают, что форма прогнозируемого распределения инфляции и баланс рисков существенно меняются впоследствии в зависимости от экономических условий. Среди факторов, определяющих эти изменения, они упоминают режим ДКП, уровень инфляции, нижнюю нулевую границу процентных ставок (zero lower bound, ZLB), финансовые условия и (в странах с развитой экономикой) обменный курс.

В работе приводится ряд фактов, касающихся прогнозируемого распределения инфляции, и выделяются некоторые ключевые различия между упомянутыми группами стран. В частности, в странах с развивающейся экономикой прогноз инфляции подвержен значимому количественному и нелинейному воздействию обменного курса: снижение курса связано с более существенным увеличением верхних квантилей, чем нижних, что усиливает асимметрию распределения инфляции. Напротив, в странах с развитой экономикой такая нелинейность отсутствует. В развивающихся странах ужесточение финансовых условий влечет за собой риски как повышения, так и понижения инфляции, в то же время оказывая незначительное влияние на модальный или средний результат, в отличие от стран с развитой экономикой, где наблюдаются только риски понижения инфляции. По мнению авторов, переход к инфляционному таргетированию связан не только с более низкой средней инфляцией, но и с менее правильным распределением [8].

Работа [9] описывает результаты применения квантильных регрессий для прогнозирования плотности инфляции в еврозоне, играющего ключевую роль для Европейского центрального банка (ЕЦБ), чья политика ориентирована на среднесрочную перспективу. В частности, для описания нелинейной взаимосвязи между инфляцией в еврозоне (общей и базовой) и большим набором факторов авторы строят квантильную регрессионную систему на основе алгоритма леса (quantile regression forest approach) в качестве альтернативы современным линейным ориентирам и субъективным прогнозам. Результаты данного исследования показывают, что медианные прогнозы квантильной регрессии достаточно хорошо согласуются с прогнозами точечной инфляции ЕЦБ, демонстрируя аналогичные отклонения от «линейности».

Предложенная в вышеупомянутой работе нелинейная модель может стать полезным дополнением к текущему инструментарию, используемому ЕЦБ для прогнозирования инфляции в еврозоне, который сильно смещен в сторону линейных моделей. Квантильный регрессионный лес обладает точностью, сравнимой с современными линейными моделями, применяемыми для прогнозирования плотности населения; он также является альтернативой институциональным и исследовательским (основанным на экспертных оценках) прогнозам. В то же время, как отмечают авторы, схожая точность линейных и нелинейных моделей по всей представленной в анализе выборке позволяет говорить о том, что квантильные регрессии являются скорее дополнением, чем заменой инструментария, применяемого ЕЦБ для прогнозирования инфляции. При этом ученые заключают, что нелинейность динамики инфляции в еврозоне незначительна и сильнее выражена для базовой инфляции, чем для общей.

Для более глубокого понимания динамики распределения переменных в статье [10] представлен новый полупараметрический подход к построению изменяющихся во времени условных распределений, основанный на алгоритме Монте-Карло с марковскими цепями (Markov Chain Monte Carlo, MCMC). Данный алгоритм одновременно оценивает все параметры модели, при этом в явном виде соблюдая условие монотонности функции условного распределения. Авторы применяют разработанную ими модель для построения прогноза распределения инфляции

в США на основе набора макроэкономических и финансовых показателей. При этом они оценивают риски того, что будущая инфляция будет чрезмерно высокой или низкой по сравнению с желаемым диапазоном. Кроме того, в работе детально обсуждается взаимосвязь между инфляцией и уровнем безработицы во время глобального финансового кризиса, пандемии COVID-19 и в третьем квартале 2023 г.

В статье представлена байесовская регрессия распределения с изменяющимися во времени параметрами (time-varying parameter distributional regression, TVP-DR) для анализа полного условного распределения инфляции. Для преодоления сложностей, возникающих при оценке параметров, которые трансформируются во времени, авторы внедряют в модель высокоточный алгоритм МСМС в качестве альтернативы стандартным методам. В работе предлагается эффективный алгоритм, обеспечивающий выполнение условия монотонности функции условного распределения непосредственно в процессе оценки, что позволяет преодолеть ограничения часто используемых в релевантной литературе двухэтапных процедур. В отличие от многочисленных исследований инфляционных рисков, главным образом фокусирующихся на нижнем и верхнем квантилях, разработанная модель является простым способом изучения инфляционных рисков, связанных с целевым диапазоном, установленным центральным банком, и влияния различных ковариаций на эти риски. Таким образом, представленная в работе модель TVP-DR вносит существенный вклад в понимание динамики инфляции.

Эмпирический анализ проводится авторами на основе данных об инфляции в США, зависящей от целого набора макроэкономических и финансовых показателей [10].

Еще одним примером использования байесовского подхода является статья [11], в которой анализируется эффективность методов усреднения по байесовской модели (Bayesian model averaging, BMA) в модели квантильной регрессии для инфляции. Как подчеркивает автор, на разные квантили зависимой переменной (то есть инфляции) могут влиять всевозможные предикторы, поэтому в данной статье предлагается новая эмпирическая процедура для реализации усреднения байесовской модели, которая позволяет разного рода прогностическим переменным влиять на разнобразные квантили зависимой переменной.



На ежеквартальных данных в режиме реального времени по США в работе показано, что прогнозные плотности квантильной регрессии ВМА (quantile regression-Bayesian model averaging, QR-BMA) превосходят и лучше откалиброваны, чем показатели ВМА в традиционной регрессионной модели. Кроме того, методы QR-BMA также в лучшую сторону отличаются от популярных нелинейных спецификаций, используемых для расчета инфляции в США. Еще одним преимуществом описанного подхода является применение данных в режиме реального времени и ряда прогностических показателей.

В свою очередь, в статье [12] употребляются байесовские методы квантильных регрессий с изменяющимися во времени параметрами, которым свойственна условная гетероскедастичность в пределах квантилей. Для получения условно гауссовской модели и разработки эффективного алгоритма выборки Гиббса (Gibbs sampling algorithm) автор прибегает к схемам дополнения данных. Регуляризация многомерного пространства параметров достигается с помощью динамических параметров усадки. Многомерное пространство параметров упорядочивается посредством применения динамических коэффициентов сжатия. Разработанная автором модель представляет собой основанную на квантилях версию популярной модели ненаблюдаемых компонентов, которая имела большой успех в моделировании и прогнозировании инфляции.

Достоинства вышеописанного подхода продемонстрированы при помощи имитационного моделирования, в рамках которого простая версия TVP-QR, основанная на модели ненаблюдаемых компонентов, применена для динамического отслеживания квантилей инфляции в США, Великобритании и еврозоне. По результатам анализа прогнозов вне выборки автор заключает, что предложенная им модель конкурентоспособна и особенно хорошо работает для прогнозов квантилей более высокого порядка и прогнозов хвостов распределения инфляции.

В работе [13] панельные квантильные регрессии применяются для анализа факторов, влияющих на инфляционные риски, определяющиеся как конечная точка прогнозируемого распределения инфляции. Авторы строят панель данных для так называемого периода «Великой инфляции» (наблюдаемого с конца 1960-х годов). В данную панель ученые включают переменные, отражаю-

щие не только риски снижения инфляции, на которых фокусировались последние (на момент реализации анализа) исследования, но и риски ее повышения, в целях анализа изменений обоих упомянутых рисков в США, Германии и Великобритании. Как отмечалось ранее, для оценки условного прогнозируемого распределения инфляции в работе используются панельные квантильные регрессии. Ввиду роста инфляции в США и многих европейских странах на фоне пандемии COVID-19 в модель включены показатели, описывающие риски повышения инфляции, не до конца рассмотренные в предшествующих исследованиях.

Результаты исследования также показывают, что долгосрочная структура воздействия на инфляционные риски различается в зависимости от задействованного фактора.

Оценка инфляционных рисков в США и ряде европейских стран позволяет заключить, что факторы, аналогичные тем, которые наблюдались во время «Великой инфляции», увеличили инфляционные риски после пандемии. При этом, как отмечается в работе [13], риски, подобные тем, которые возникали в прошлом, могут с меньшей вероятностью проявиться сегодня из-за изменений в структуре экономики, в том числе глобализации, и более глубокого понимания денежно-кредитной и экономической политики.

Уже упомянутая байесовская модель TVP-QR в работе [14] применяется для прогнозирования инфляционных рисков. Сформулированная авторами параметрическая методология объединяет эмпирически доказанные преимущества TVP-регрессии с точки зрения прогнозирования инфляции и способность квантильной регрессии гибко моделировать все распределение инфляции. В целях достижения доступности модели, в том числе для эмпирического анализа и прогнозирования, ученые предлагают эффективный алгоритм выборки Гиббса путем преобразования квантильной регрессии TVP в пространстве состояний в эквивалентную форму многомерной регрессии, обуславливающий ключевую методологическую значимость обсуждаемой работы.

Результаты применения предложенной методологии к данным по еврозоне за последние 30 лет демонстрируют высокую эффективность (по сравнению с альтернативными моделями с постоянными параметрами, а также традици-

онными TVP-регрессиями со стохастической волатильностью) прогнозирования рисков снижения базовой инфляции при помощи квантильных TVP-регрессий, дополненных конкретными кредитными и денежными показателями.

**Моделирование и прогнозирование инфляции в России.** В российской академической литературе представлен большой пласт работ на тему прогнозирования российской инфляции [15–19] с помощью различных эконометрических методов и методов машинного обучения. Также отечественными авторами рассматривалось значительное количество механизмов, влияющих на инфляцию, таких как перенос обменного курса в цены [20], перенос ставок в цены [21] и другие. Следует отметить, что речь здесь идет о точечном прогнозировании инфляции. Тема интервального прогнозирования инфляции в российской литературе раскрыта достаточно слабо, поэтому сосредоточимся на переменных и подходах, к которым прибегают при точечном прогнозировании.

В работе [16] применялись методы машинного обучения и строились псевдовневыборочные прогнозы инфляции на несколько шагов вперед. В качестве переменных автор использовал следующие предикторы: переменные денежного рынка, платежного баланса, экспортные цены, а также показатели уровня занятости и промышленного производства.

Автор в работе [17] воспользовался подходами класса DMA (Dynamic Model Averaging), он также строил псевдовневыборочные прогнозы инфляции от одного до шести месяцев вперед. Наиболее полезными регрессорами оказались заработная плата и кредиты физическим лицам и организациям, однако набор переменных в данной работе весьма обширен и отражает почти все отрасли российской экономики, а также внешние переменные.

В работе [18] авторы обратились к MIDAS (MixedDatasets) подходу с недельными данными о ценах на нефть, обменном курсе и ставке MIACR. В результате была получена более качественная модель прогнозирования инфляции, чем выбранные бенчмарки на большинстве горизонтов.

Модели с байесовским сжатием меняющихся во времени параметров на основе априорного иерархического гамма-нормального распределения нашли применение в работе [19]. Такие

модели позволяют задействовать большой набор регрессоров, что и было сделано авторами в статье. Согласно полученным результатам, байесовская модель со сжатием и широким набором регрессоров дает наиболее качественный точечный прогноз инфляции согласно MSE (Mean Squared Error – среднеквадратичная ошибка) и MAE (Mean Absolute Error – средняя абсолютная ошибка).

В перечисленных работах на тему прогнозирования инфляции строятся точечные прогнозы. Авторы рассматривают разные горизонты, но обычно они составляют не менее шести месяцев; кроме того, во всех работах представлены псевдовневыборочные прогнозы. В настоящей статье мы также будем рассчитывать псевдовневыборочные прогнозы на горизонтах от одного до шести месяцев, однако ставим новую задачу – построение моделей, способных определить более точные интервальные прогнозы, чем выбранный бенчмарк – OLS-регрессия.

Несмотря на поставленную новую задачу, в качестве дополнительных предикторов (помимо лагов инфляции), опираясь на опыт предыдущих исследований, используются:

1. Номинальный обменный курс рубля к доллару. Ослабление рубля приводит к росту цен непосредственно на импортные товары, а также опосредованно влечет за собой повышение цен на товары, производящиеся из используемых импортного сырья, комплектующих и так далее (подробнее см. работы по переносу обменного курса в цены, например, [20]).

2. Ставка MIACR. Повышение ставки должно вызывать замедление инфляции из-за подорожавших кредитов и сокращения внутреннего спроса (подробнее см. исследования на тему эффекта переноса ставок в цены, в частности [21]).

3. Денежная масса (M2). Включение данной переменной позволит учитывать влияние денежного рынка на инфляцию. Эта переменная задействована в модели и значимо влияла на прогноз в работах [16 и 17].

4. Заработная плата, которая использовалась, например, в работе [17] и также продемонстрировала существенное влияние на прогноз. Включение данной переменной в 2024 г. представляется актуальным, поскольку быстрорастущая заработная плата, вызванная большим шоком спроса со стороны государственного сектора, является важным фактором роста цен в российской экономике.



## Квантильная регрессия и гладкая квантильная регрессия

Рассмотрим модель квантильной регрессии, обозначив квантиль  $\tau \in (0, 1)$ ,  $t = 1, \dots, T$ :

$$Q(\tau|X_t) = X_t \beta_\tau. \quad (1)$$

В данной модели условный квантиль  $y_t$  при заданном  $X_t$  обозначим  $Q(\tau|X_t)$ . Его можно записать следующим образом:

$$Q(\tau|X_t) = \inf\{q : F(q|X_t) \geq \tau\}, \quad (2)$$

где  $\inf$  — точная нижняя грань множества;  $F(q|X_t)$  — условная функция распределения  $y_t$  при заданном  $X_t$ .

Тогда можно записать целевую функцию квантильной регрессии:

$$R(\beta_\tau, \tau) = E(\rho_\tau(e(\beta_\tau))) = \int \rho_\tau(s) dF(s, \beta_\tau), \quad (3)$$

где  $E$  — оператор математического ожидания;  $E(\beta_\tau)$  — остатки модели, на заданном квантиле;  $\rho_\tau(u) = u \times [\tau - I(u < 0)]$ ,  $I$  — функция индикатор, равная 1, если условие выполнено, и нулю, если иначе;  $F(s, \beta_\tau) = P(e(\beta_\tau) \leq s)$ .

Выборочным аналогом этой целевой функции является следующее выражение:

$$\hat{R}_b(\beta_\tau, \tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_\tau(e_t(\beta_\tau)) = \int \rho_\tau(s) d\hat{F}(s, \beta_\tau), \quad (4)$$

где  $e_t = y_t - X_t \beta_\tau$ ;  $\hat{F}(s, \beta_\tau)$  — эмпирическая функция распределения остатков.

Вместо использования эмпирической функции распределения можно применять различные ядерные оценки функции распределения или плотности распределения. Например, для ширины окна  $b > 0$  можно ввести ядерную функцию плотности  $k_b(v) = \frac{1}{b} k(\frac{v}{b})$  при условии, что  $\int k(v) dv = 1$ . Тогда получим новую целевую функцию  $\hat{R}_b(\beta_\tau, \tau)$ :

$$\begin{aligned} \hat{R}_b(\beta_\tau, \tau) &= \int \rho_\tau(s) d\hat{F}_b(s, \beta_\tau) = \\ &= \int \rho_\tau(s) \hat{f}_b(s, \beta_\tau) ds. \end{aligned} \quad (5)$$

Оценками гладкой квантильной регрессии с заданной шириной окна будет вектор  $\hat{\beta}_\tau(k)$ , минимизирующий новую целевую функцию  $\beta_\tau$ :

$$\hat{\beta}_\tau(b) = \operatorname{argmin} (\hat{R}_b(\beta_\tau, \tau)). \quad (6)$$

## Спецификация моделей

В данной работе используются два термина: модель и спецификация. Под моделью понимается одна из трех рассматриваемых моделей, а именно: гладкая квантильная регрессия, квантильная регрессия и стандартная OLS-регрессия. Для каждой спецификации (под которой подразумевается набор регрессоров и глубина лагов) строится модель прямого прогноза, при этом шаг прогноза обозначен как  $h$ .

Перейдем к описанию спецификаций в контексте квантильных моделей. Для расчета инфляции применяется индекс потребительских цен ( $cpi_t$ ). Инфляция — месяц к аналогичному месяцу предыдущего года ( $\Delta^{12} \log cpi_t$ )<sup>1</sup> — является прогнозируемой переменной, а ее лаги — регрессорами. Модель с включением только лагов инфляции является базовой спецификацией. Модель для прогноза на  $h$  шагов вперед можно записать в виде:

$$Q(\tau|X_{t-h}) = c_\tau + \theta_{1,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h} + \theta_{2,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h-1}, \quad (7)$$

где  $X_{t-h} = [1, \Delta^{12} \log cpi_{t-h}]$ .

Данное уравнение, как и все последующие, оценивается для каждого квантиля остатков  $\tau$ . Здесь и далее мы задаем условный квантиль инфляции  $Q(\tau|X_t)$  от регрессоров  $X_t$ , а также для простоты изложения не ставим «крышечки» над коэффициентами, как это обычно принято в эконометрической литературе.

Включив в модель лаги обменного курса рубля к доллару ( $usdrub_t$ ) также в темпах роста — месяц к аналогичному месяцу предыдущего года ( $\Delta^{12} \log usdrub_t$ ), получим следующую спецификацию:

$$\begin{aligned} Q(\tau|X_{t-h}) &= c_\tau + \theta_{1,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h} + \theta_{2,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h-1} + \\ &+ \beta_{1,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h} + \beta_{2,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h-1}, \end{aligned} \quad (8)$$

где  $X_{t-h} = [1, \Delta^{12} \log cpi_{t-h}, \Delta^{12} \log usdrub_{t-h}]$ .

<sup>1</sup> Оператор сезонной разности  $\Delta^{12}$  трансформирует ряд в приросты — месяц к аналогичному месяцу предыдущего года:  $\Delta^{12} z_t = z_t - z_{t-12}$ .

В следующей спецификации в модель добавляется прокси-переменная ДКП — среднемесячная ставка МІАСР сроком на один день (*miacr*). Динамика этого показателя очень близка к динамике ключевой ставки. Эту переменную мы используем в исходном виде, не преобразуя ее в выражение — месяц к аналогичному месяцу предыдущего года, поскольку она не имеет сезонности, лучше интерпретируема в уровнях, а также ее динамика близка к стационарной и включение в модель темпов роста может повлечь за собой проблему передифференцирования:

$$Q(\tau|X_{t-h}) = c_{\tau} + \theta_{1,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h} + \theta_{2,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h-1} + (9) \\ + \beta_{1,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h} + \beta_{2,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h-1} + \\ + \gamma_{1,\tau} miacr_{t-h} + \gamma_{2,\tau} miacr_{t-h-1},$$

где  $X_{t-h} = [1, \Delta^{12} \log cpi_{t-h}, \Delta^{12} \log usdrub_{t-h}]$ .

В четвертой спецификации к обменному курсу и ставке добавляется денежная масса (*M2*) также в выражении темпа роста к аналогичному периоду предыдущего года:

$$Q(\tau|X_{t-h}) = c_{\tau} + \theta_{1,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h} + \theta_{2,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h-1} + (10) \\ + \beta_{1,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h} + \beta_{2,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h-1} + \\ + \gamma_{1,\tau} miacr_{t-h} + \gamma_{2,\tau} miacr_{t-h-1} + \\ + \xi_{1,\tau} \Delta^{12} \log M2_{t-h} + \xi_{2,\tau} \Delta^{12} \log M2_{t-h-1},$$

где  $X_{t-h} = [1, \Delta^{12} \log cpi_{t-h}, \Delta^{12} \log usdrub_{t-h}, \Delta^{12} \log M2_{t-h}]$ .

В последней спецификации к обменному курсу и ставке вместо денежной массы добавляется среднемесячная начисленная заработная плата *wage*:

$$Q(\tau|X_{t-h}) = c_{\tau} + \theta_{1,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h} + \theta_{2,\tau} \Delta^{12} \log cpi_{t-h-1} + (11) \\ + \beta_{1,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h} + \beta_{2,\tau} \Delta^{12} \log usdrub_{t-h-1} + \\ + \gamma_{1,\tau} miacr_{t-h} + \gamma_{2,\tau} miacr_{t-h-1} + \\ + \xi_{1,\tau} \Delta^{12} \log wage_{t-h} + \xi_{2,\tau} \Delta^{12} \log wage_{t-h-1},$$

где  $X_{t-h} = [1, \Delta^{12} \log cpi_{t-h}, \Delta^{12} \log usdrub_{t-h}, \Delta^{12} \log wage_{t-h}]$ .

Выше мы рассмотрели спецификации с одним и двумя лагами всех переменных в правой части. Ранее были приведены спецификации для двух лагов; в случае одного лага все переменные с индексом  $t-h-1$  исключаются из уравнения.

Расчеты показали, что лучшими практически повсеместно оказываются спецификации с двумя лагами, поэтому из соображений повышения восприимчивости для анализа мы приводим только модели с двумя лагами.

При оценке гладких квантильных моделей мы используем ядро Лапласа с фиксированной шириной окна. Все модели оцениваются на выборке с января 2009 г., что обусловлено двумя причинами. Во-первых, 2009 г. можно считать концом мирового финансового кризиса и в некотором смысле периодом стабилизации как мировой, так и российской инфляции. Во-вторых, в этот период Банк России перешел от более строго управляемого номинального курса рубля к валютному коридору, из-за чего процесс курсообразования мог измениться, а следовательно мог стать иным и эффект переноса обменного курса в цены. Спецификации OLS-моделей абсолютно аналогичны квантильным в плане количества лагов и набора регрессоров.

### Построение прогнозных интервалов

В настоящем разделе представлены результаты псевдовневыборочного интервального прогнозирования. На основе описанных ранее моделей построены прогнозы на шесть месяцев вперед на достаточно большой и репрезентативной тестовой выборке с января 2020 г. по март 2024 г. В данном периоде наблюдались как резкие всплески инфляции (2022 г.), так и периоды ее замедления (2023 г.), а также кризисный период 2020 г., связанный с пандемией COVID-19.

Проведено тестирование качества интервальных прогнозов на основе метрики CRPS (The Continuous Ranked Probability Score). Данная метрика является наиболее подходящей, поскольку учитывает распределение прогноза, тогда как более простые метрики, например, log-score, фактически рассчитывают количество попаданий истинного значения в интервал, а значит, абстрактный, очень широкий интервальный прогноз будет лучшим по log-score метрике.

Чем меньше значение метрики CRPS, тем более качественным оказывается интервальный прогноз. Прежде чем записать формулу CRPS, следует привести величину, именуемую score:

$$S_{\tau,t+h} = y_{t+h} - Q(\tau|X_t)(\tau - I[y_{t+h} \leq Q(\tau|X_t)]). (12)$$

В (12) рассчитывается ошибка прогноза  $y_{t+h} - Q(\tau|X_t)$ , взвешенная на квантиль за вычетом единицы или нуля (в зависимости от попадания фактического значения в интервал).

Наконец метрика CRPS определяется как средних показатель (average score) на двух квантилях интервала (например, 5% и 95%):

$$CRPS_{\alpha, t+h} = \frac{1}{2}(S_{\frac{\alpha}{2}, t+h} + S_{\frac{1-\alpha}{2}, t+h}), \quad (13)$$

где  $\frac{\alpha}{2}$  — левый (нижний) квантиль интервального прогноза;  $\frac{1-\alpha}{2}$  — правый (верхний) квантиль интервального прогноза.

Приведем пример. Пусть мы рассматриваем верхний квантиль  $\tau = 0,9$ , и в конкретной точке модель вышла за интервальный прогноз  $[y_{t+h} > Q(\tau|X_{t+h})]$  на квантиле  $\tau = 0,9$ . Тогда индикаторная функция равна нулю, а правая скобка (12) представляет собой просто 0,9. В этом случае ошибка данного наблюдения в точке  $t+h$  будет учитываться в расчете score с положительным и высоким весом, увеличивая CRPS и демонстрируя тем самым низкое качество интервала.

В случае OLS интервальный прогноз строится с помощью расчета классического асимптотического прогнозного интервала, а не доверительного. Их отличие состоит в том, что при расчете дисперсии прогноза в прогнозном интервале добавляется дисперсия остатков.

В рамках обычной регрессии  $y_t = X_t\beta_t + e_t$  состоятельная оценка дисперсии ошибки прогноза  $e_t$  в точке  $x^*$  считается следующим образом:

$$V = s^2 x^{*'} (X_t' X_t)^{-1} x^{*'} + s^2, \quad (14)$$

где  $s^2 = \sum_{t=1}^T \frac{e_t^2}{T-p}$ ,  $p$  — число параметров.

Прогнозный интервал будет вычисляться по формуле:

$$f = (y^* + t_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{V}; y^* + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{V}), \quad (15)$$

где  $t$  — соответствующий квантиль распределения Стьюдента.

В настоящей работе используются асимптотические доверительные интервалы во всех спецификациях. Рассматриваются три стандартных

доверительных интервала: 90%-й, которому соответствуют 5%-й и 95%-й квантили; 80 %-й, которому соответствуют 10%-й и 90%-й квантили; а также 68%-й, которому соответствуют 16%-й и 84%-й квантили. В случае квантильных регрессий прогнозными интервалами являются прогнозы на основе оцененных на соответствующих квантилях моделей.

В таблице 1 представлены относительные значения CRPS гладкой квантильной и квантильной моделей к OLS для двух лучших спецификаций (спецификация с двумя лагами инфляции и обменного курса и спецификация с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR). Относительные значения CRPS других спецификаций приведены в Приложении 1.

Как видно из данных таблицы 1, на первом и втором шагах прогноза лучшей чаще всего оказывается квантильная регрессия, однако на последующих шагах — гладкая квантильная регрессия. При увеличении уровня значимости (сужении доверительных интервалов) гладкая квантильная модель начинает демонстрировать себя лучше обычной квантильной, за исключением 68%-го доверительного интервала в спецификации с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR. В свою очередь OLS-модель ни в одном из случаев не побеждает сразу обе квантильные модели. Аналогичная ситуация наблюдается и для трех оставшихся спецификаций.

В таблице 2 представлены сводные результаты по всем спецификациям и моделям (количество случаев, когда определенная модель или спецификация оказалась лучшей на конкретном шаге прогноза и при заданных квантилях — всего 18 случаев).

Среди спецификаций лучшей (10 из 18 случаев) является компактная спецификация с двумя лагами инфляции и обменного курса. Обменный курс участвует в качестве предиктора инфляции практически во всех исследованиях и является важным фактором инфляции как с теоретической, так и с эмпирической точек зрения, что отчасти объясняет полученный результат. В четырех из 18 случаев наиболее предпочтительной оказывается спецификация с добавлением ставки MIACR к обменному курсу. Гладкая квантильная модель лидирует по CRPS в 14 случаях из 18, гладкая квантильная модель — в четырех случаях, а OLS-регрессия ни разу не стала первой среди всех спецификаций.

Таблица 1

**Относительные значения CRPS гладкой квантильной и квантильной регрессий к OLS-регрессии  
для двух лучших спецификаций**

	Спецификация с двумя лагами инфляции и обменного курса к OLS-регрессии		Спецификация с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR к OLS-регрессии	
	гладкая квантильная регрессия	квантильная регрессия	гладкая квантильная регрессия	квантильная регрессия
$\alpha = 0,1$ ; 5%-й и 95%-й квантили				
$h = 1$	1,08	<b>0,92</b>	1,05	<b>0,89</b>
$h = 2$	0,97	<b>0,89</b>	0,92	<b>0,91</b>
$h = 3$	<b>0,89</b>	0,92	<b>0,89</b>	0,93
$h = 4$	<b>0,86</b>	0,91	<b>0,84</b>	0,91
$h = 5$	<b>0,90</b>	0,96	<b>0,89</b>	1,00
$h = 6$	<b>0,95</b>	0,96	<b>0,93</b>	1,02
$\alpha = 0,2$ ; 10%-й и 90%-й квантили				
$h = 1$	0,95	<b>0,85</b>	0,89	<b>0,88</b>
$h = 2$	<b>0,86</b>	0,91	<b>0,86</b>	0,94
$h = 3$	<b>0,88</b>	0,91	<b>0,83</b>	0,89
$h = 4$	<b>0,83</b>	0,88	<b>0,83</b>	0,87
$h = 5$	<b>0,85</b>	0,92	<b>0,86</b>	0,94
$h = 6$	<b>0,89</b>	0,93	<b>0,89</b>	0,89
$\alpha = 0,32$ ; 16%-й и 84%-й квантили				
$h = 1$	0,92	<b>0,87</b>	<b>0,86</b>	0,96
$h = 2$	<b>0,82</b>	0,91	<b>0,87</b>	0,94
$h = 3$	<b>0,87</b>	0,94	<b>0,86</b>	0,93
$h = 4$	<b>0,88</b>	0,96	<b>0,88</b>	0,98
$h = 5$	<b>0,88</b>	0,97	1,05	<b>0,89</b>
$h = 6$	<b>0,91</b>	0,97	0,92	<b>0,91</b>

Примечание. Полу жирным шрифтом выделено меньшее значение метрики на каждом шаге прогноза.

Таблица 2

**Сводные результаты спецификаций и моделей**

Спецификация	Количество случаев, где спецификация оказалась лучшей	Модель	Количество случаев, где модель оказалась лучшей
С двумя лагами инфляции	2	Гладкая квантильная регрессия	14
С двумя лагами инфляции и обменного курса	10		
С двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR	4	Квантильная регрессия	4
С двумя лагами инфляции, обменного курса, ставки MIACR и денежной массы	1		
С двумя лагами инфляции, обменного курса, ставки MIACR и номинальной заработной платы	1	OLS-регрессия	0

Лучшей же парой (модель + спецификация) можно признать гладкую квантильную регрессию с двумя лагами инфляции и обменного курса. Она продемонстрировала наименьшие значения метрик CRPS в семи из 18 случаев. Вторыми по качеству оказались стандартная квантильная регрессия с двумя лагами инфляции и обменного курса и гладкая квантильная регрессия с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR.

То, что лучшей моделью оказывается модель всего с одним дополнительным регрессором, можно объяснить тем, что при включении

большого числа предикторов при построении прогноза интервалы приобретают пилообразную траекторию, так как на их динамику начинают влиять множество зачастую разнонаправленных эффектов.

В Приложении 2 представлены графики прогнозных интервалов на тестовой выборке для всех моделей и интервалов (см. рис. 1–4)<sup>2</sup>, а также медианные прогнозы на основе квантильных моделей и точечные прогнозы — на основе OLS и лучшей спецификации с двумя лагами инфляции и обменного курса. Из графиков видно, что

<sup>2</sup> Рисунки построены на периоде с 2021 г., несмотря на начало тестовой выборки в 2020 г. Это сделано по техническим соображениям — из-за невозможности отобразить в Excel более 255 рядов на одном рисунке.



с увеличением уровня значимости явно аномальные интервалы (2022 и 2023 гг.) остаются только у стандартной квантильной модели и OLS-регрессии. При этом интервалы на основе OLS обычно выше, чем у квантильных регрессий.

В среднесрочном прогнозе Банка России от 26 июля 2024 г.<sup>3</sup> инфляция, декабрь к декабрю предыдущего года, прогнозируется на уровне 6,5–7,0%. При этом в сентябрьском пресс-релизе после заседания по ключевой ставке указано, что инфляция по итогам года, вероятно, превысит июльский прогнозный диапазон<sup>4</sup>.

Авторами были построены интервальные прогнозы уровня инфляции (декабрь к декабрю предыдущего года) на основе лучших подходов, а именно: гладкой квантильной регрессии с двумя лагами инфляции и обменного курса; гладкой квантильной регрессии с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR; а также на базе стандартной квантильной регрессии с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR. Последние данные для оценки модели — август 2024 г., таким образом прогноз строился на четыре шага вперед. Результаты представлены в таблице 3. Помимо квантилей, в таблице также приведены медианные прогнозы.

Таблица 3

**Прогнозы лучших спецификаций на декабрь 2024 г.**  
(в процентах)

Гладкая квантильная регрессия с двумя лагами инфляции и обменного курса					
Квантиль	10	90	16	84	50
Прогноз	5,5	11,2	6,1	10,5	8,2
Гладкая квантильная регрессия с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR					
Квантиль	10	90	16	84	50
Прогноз	6,3	11,5	6,4	10,5	8,5
Стандартная квантильная регрессия с двумя лагами инфляции, обменного курса и ставки MIACR					
Квантиль	10	90	16	84	50
Прогноз	3,6	11,0	4,3	10,6	7,8

Интервальные прогнозы по квантильным моделям оказываются существенно шире прогноза Банка России. На 68%-ом уровне значимости прогноз гладких моделей дает диапазон инфляции порядка 6–10%, и июльский интервальный прогноз Банка России оказывается вложен в любой из рассчитанных на основе квантильных моделей. Но при этом мы так же,

как и Банк России, в сентябре полагаем, что инфляция по итогам года выйдет за прогнозируемые в июле 7%. С 68%-й вероятностью она может дойти до 10%. Также адекватными кажутся и медианные прогнозы от 7,8 до 8,5% в зависимости от модели.

Интересно, что добавление ставки MIACR в стандартной квантильной модели сильно расширяет интервальные прогнозы, что может говорить о том, что ставка MIACR влияет на прогноз инфляции сильнее в стандартной квантильной модели, чем в гладкой.

## Заключение

В настоящей работе были протестированы различные спецификации гладкой квантильной регрессии и стандартной квантильной регрессии относительно OLS-модели в контексте качества интервального прогнозирования, измеряемого метрикой CRPS.

В целом можно отметить следующие тенденции. Во-первых, чем шире доверительный интервал, тем лучше показывает себя гладкая квантильная модель по сравнению с методом наименьших квадратов (МНК) и стандартной квантильной регрессией. Во-вторых, чем больше горизонт прогноза, тем, соответственно, гладкая квантильная модель показывает себя лучше конкурентов. Часто на первых шагах прогноза, особенно на уровне значимости 10%, лидирует стандартная квантильная модель.

Полученные в работе прогнозы инфляции на конец 2024 г. кажутся адекватными и согласуются с прогнозами и заявлениями Банка России. Согласно модельным расчетам, инфляция может с 68%-й вероятностью оказаться в диапазоне от 6 до 10%, а медианный прогноз инфляции находится на уровне чуть выше 8% (год к году).

## Литература

1. Koenker R., Hallock K.F. Quantile Regression // Journal of Economic Perspectives. 2001. Vol. 15. No. 4. P. 143–156. doi: <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>.
2. Koenker R. Quantile Regression: 40 Years On // Annual Review of Economics. 2017. Vol. 9. P. 155–176. doi: <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>.

<sup>3</sup> URL: [https://cbr.ru/Content/Document/File/162284/forecast\\_240726.pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/162284/forecast_240726.pdf).

<sup>4</sup> URL: [https://www.cbr.ru/press/pr/?file=13092024\\_133000Key.htm](https://www.cbr.ru/press/pr/?file=13092024_133000Key.htm).



3. **Fernandes M., Guerre E., Horta E.** Smoothing Quantile Regressions // *Journal of Business & Economic Statistics*. 2021. Vol. 39. No. 1. P. 338–357. doi: <https://doi.org/10.1080/07350015.2019.1660177>.
4. **Tsong C.C., Lee C.F.** Asymmetric Inflation Dynamics: Evidence from Quantile Regression Analysis // *Journal of Macroeconomics*. 2011. Vol. 33. No. 4. P. 668–680. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.08.003>.
5. **Wolters M.H., Tillmann P.** The Changing Dynamics of US Inflation Persistence: A Quantile Regression Approach // *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 2015. Vol. 19. No. 2. P. 161–182. doi: <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0080>.
6. **Tinoco Zermeno M.Á., Venegas Martínez F., Torres Preciado V.H.** Effects of Inflation on Financial Sector Performance: New Evidence from Panel Quantile Regressions // *Investigación Económica*. 2018. Vol. 77. No. 303. P. 94–129. URL: [https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0185-16672018000100094&script=sci\\_arttext&tlng=en](https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0185-16672018000100094&script=sci_arttext&tlng=en).
7. **Lopez-Salido D., Loria F.** Inflation at Risk // *Journal of Monetary Economics*. 2024. Article 103570. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2024.103570>.
8. **Banerjee R.** et al. Inflation at Risk in Advanced and Emerging Market Economies // *Journal of International Money and Finance*. 2024. Vol. 142. No. 4. Article 103025. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103025>.
9. **Lenza M., Moutachaker I., Paredes J.** Density Forecasts of Inflation: A Quantile Regression Forest Approach // *ECB Working Paper Series No. 2830*. 2023. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2830~81049ee58f.en.pdf>.
10. **Wang Y., Oka T., Zhu D.** Inflation Target at Risk: A Time-varying Parameter Distributional Regression // *arXiv preprint arXiv:2403.12456*. 2024. URL: <https://arxiv.org/abs/2403.12456>.
11. **Korobilis D.** Quantile Regression Forecasts of Inflation Under Model Uncertainty // *International Journal of Forecasting*. 2017. Vol. 33. No. 1. P. 11–20. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.07.005>.
12. **Pfarrhofer M.** Modeling Tail Risks of Inflation Using Unobserved Component Quantile Regressions // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 2022. Vol. 143. Article 104493. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2022.104493>.
13. **Makabe Y., Norimasa Y.** The Term Structure of Inflation at Risk: A Panel Quantile Regression Approach // *Bank of Japan Working Paper Series No. 22-E-4*. 2022. URL: [https://www.boj.or.jp/en/research/wps\\_rev/wps\\_2022/data/wp22e04.pdf](https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2022/data/wp22e04.pdf).
14. **Korobilis D.** et al. The Time-Varying Evolution of Inflation Risks // *ECB Working Paper Series No. 2600*. 2021. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2600~8dae8e832f.en.pdf>.
15. **Андреев А.** Прогнозирование инфляции методом комбинирования прогнозов в Банке России. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. 2016. № 14. URL: [https://www.cbr.ru/content/document/file/16726/wps\\_14.pdf](https://www.cbr.ru/content/document/file/16726/wps_14.pdf).
16. **Байбуза И.** Прогнозирование инфляции с помощью методов машинного обучения // *Деньги и кредит*. 2018. Т. 77. № 4. С. 42–59. doi: <https://doi.org/10.31477/rjmf.201804.42>.
17. **Стырин К.** Прогнозирование инфляции в России методом динамического усреднения моделей // *Деньги и кредит*. 2019. Т. 78. № 1. С. 3–18. doi: <https://doi.org/10.31477/rjmf.201901.03>.
18. **Третьяков Д.В., Фокин Н.Д.** Помогают ли высокочастотные данные в прогнозировании российской инфляции? // *Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика*. 2021. Т. 37. № 2. С. 318–343. doi: <https://doi.org/10.21638/spbu05.2021.206>.
19. **Полбин А.В., Шумилов А.В.** Прогнозирование инфляции в России с помощью TVP-модели с байесовским сжатием параметров. *Вопросы статистики*. 2023. Т. 30. № 4. С. 22–32. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2023-30-4-22-32>.
20. **Пономарев Ю.Ю., Трунин П.В., Улюкаев А.В.** Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России. *Вопросы экономики*. 2014. № 3. С. 21–35. doi: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2014-3-21-35>.
21. **Перевышин Ю., Перевышина Е.** Эффект переноса процентных ставок в России в 2010–2014 годах // *Экономическая политика*. 2015. Т. 10. №. 5. С. 38–52.

### Информация об авторах

**Казакова Мария Владимировна** — старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. 119571, г. Москва, пр-т Вернадского, д. 82. E-mail: [kazakova@ranepa.ru](mailto:kazakova@ranepa.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7396-4666>.

**Фокин Никита Денисович** — научный сотрудник Лаборатории математического моделирования экономических процессов, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации. 119571, г. Москва, пр-т Вернадского, д. 82. E-mail: [fokinikita@gmail.com](mailto:fokinikita@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4058-7331>.

### Финансирование

Статья подготовлена в рамках государственного задания РАНХиГС.

## Относительные значения CRPS гладкой квантильной и квантильной регрессий к OLS-регрессии для трех худших спецификаций

	Спецификация с двумя лагами инфляции к OLS-регрессии		Спецификация с двумя лагами инфляции, обменного курса, ставки MIACR и денежной массы к OLS-регрессии		Спецификация с двумя лагами инфляции, обменного курса, ставки MIACR и номинальной заработной платы к OLS-регрессии	
	гладкая квантильная регрессия	квантильная регрессия	гладкая квантильная регрессия	квантильная регрессия	гладкая квантильная регрессия	квантильная регрессия
$\alpha = 0,1$ ; 5%-й и 95%-й квантили						
$h = 1$	0,93	<b>0,84</b>	1,11	<b>0,89</b>	1,06	<b>0,93</b>
$h = 2$	<b>0,89</b>	0,95	0,96	<b>0,94</b>	<b>0,94</b>	0,95
$h = 3$	<b>0,95</b>	0,97	<b>0,91</b>	0,96	<b>0,91</b>	0,94
$h = 4$	<b>0,97</b>	1,06	<b>0,87</b>	0,94	<b>0,91</b>	0,97
$h = 5$	1,00	1,09	<b>0,89</b>	1,05	<b>0,95</b>	1,04
$h = 6$	<b>0,98</b>	1,15	<b>0,88</b>	1,09	<b>0,98</b>	1,08
$\alpha = 0,2$ ; 10%-й и 90%-й квантили						
$h = 1$	0,86	<b>0,82</b>	0,96	<b>0,91</b>	0,97	<b>0,93</b>
$h = 2$	<b>0,82</b>	0,87	<b>0,88</b>	0,89	<b>0,86</b>	0,92
$h = 3$	<b>0,83</b>	0,91	<b>0,88</b>	0,93	<b>0,86</b>	0,94
$h = 4$	<b>0,88</b>	0,92	<b>0,87</b>	0,90	<b>0,84</b>	0,91
$h = 5$	<b>0,90</b>	0,93	<b>0,87</b>	0,96	<b>0,87</b>	0,93
$h = 6$	<b>0,92</b>	0,96	<b>0,88</b>	1,00	<b>0,90</b>	1,01
$\alpha = 0,32$ ; 16%-й и 84%-й квантили						
$h = 1$	0,93	<b>0,87</b>	0,92	<b>0,89</b>	0,95	<b>0,93</b>
$h = 2$	<b>0,83</b>	0,93	<b>0,87</b>	0,92	<b>0,83</b>	0,94
$h = 3$	<b>0,86</b>	0,97	<b>0,87</b>	0,93	<b>0,84</b>	0,96
$h = 4$	<b>0,89</b>	0,98	<b>0,90</b>	0,95	<b>0,86</b>	0,98
$h = 5$	<b>0,92</b>	0,97	<b>0,92</b>	0,97	<b>0,89</b>	0,98
$h = 6$	<b>0,93</b>	0,98	<b>0,96</b>	1,03	<b>0,91</b>	0,99

Примечание. Полужирным шрифтом выделено меньшее значение метрики на каждом шаге прогноза.

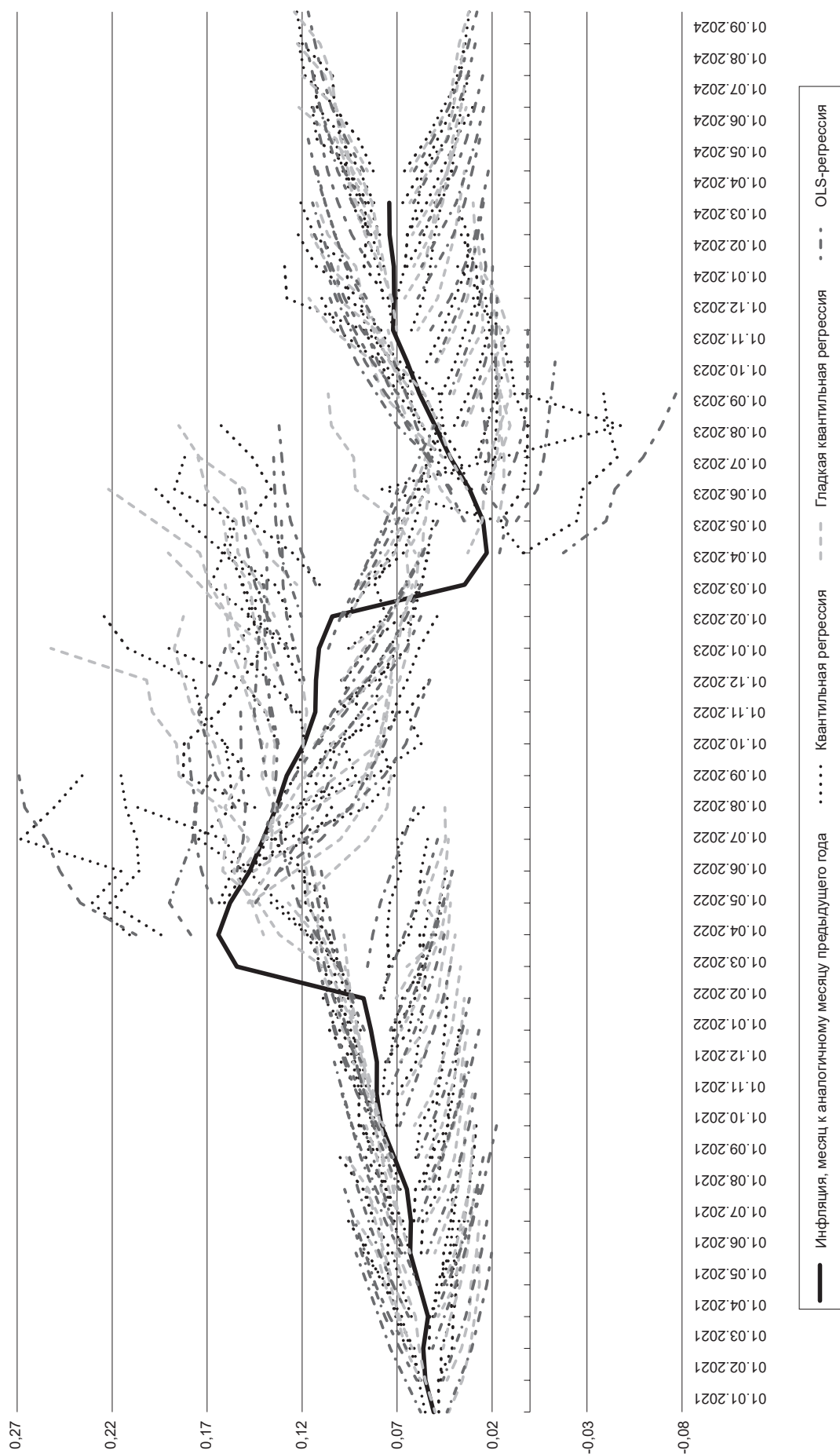


Рис. 1. Интервальные псевдоневыборочные прогнозы инфляции на шесть шагов вперед на основе OLS, квантильной и гладкой квантильной регрессий (модель с двумя лагами инфляции и обменного курса, 5%-й и 95%-й квантили)

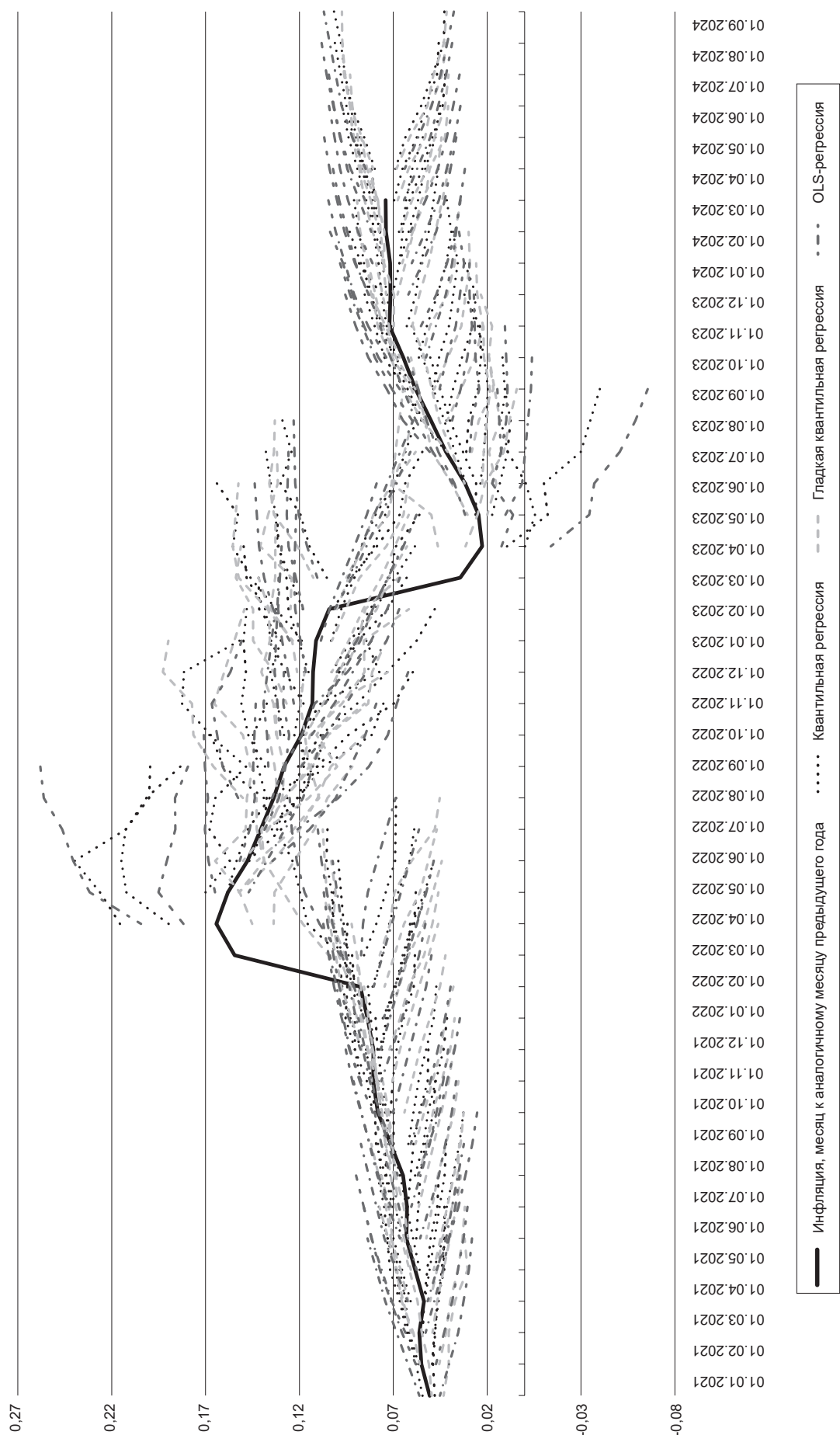


Рис. 2. Интервальные псевдосовмещающие прогнозы инфляции на шесть шагов вперед на основе OLS, квантильной и гладкой квантильной регрессий (модель с двумя лагами инфляции и обменного курса, 10%-й и 90%-й квантили)



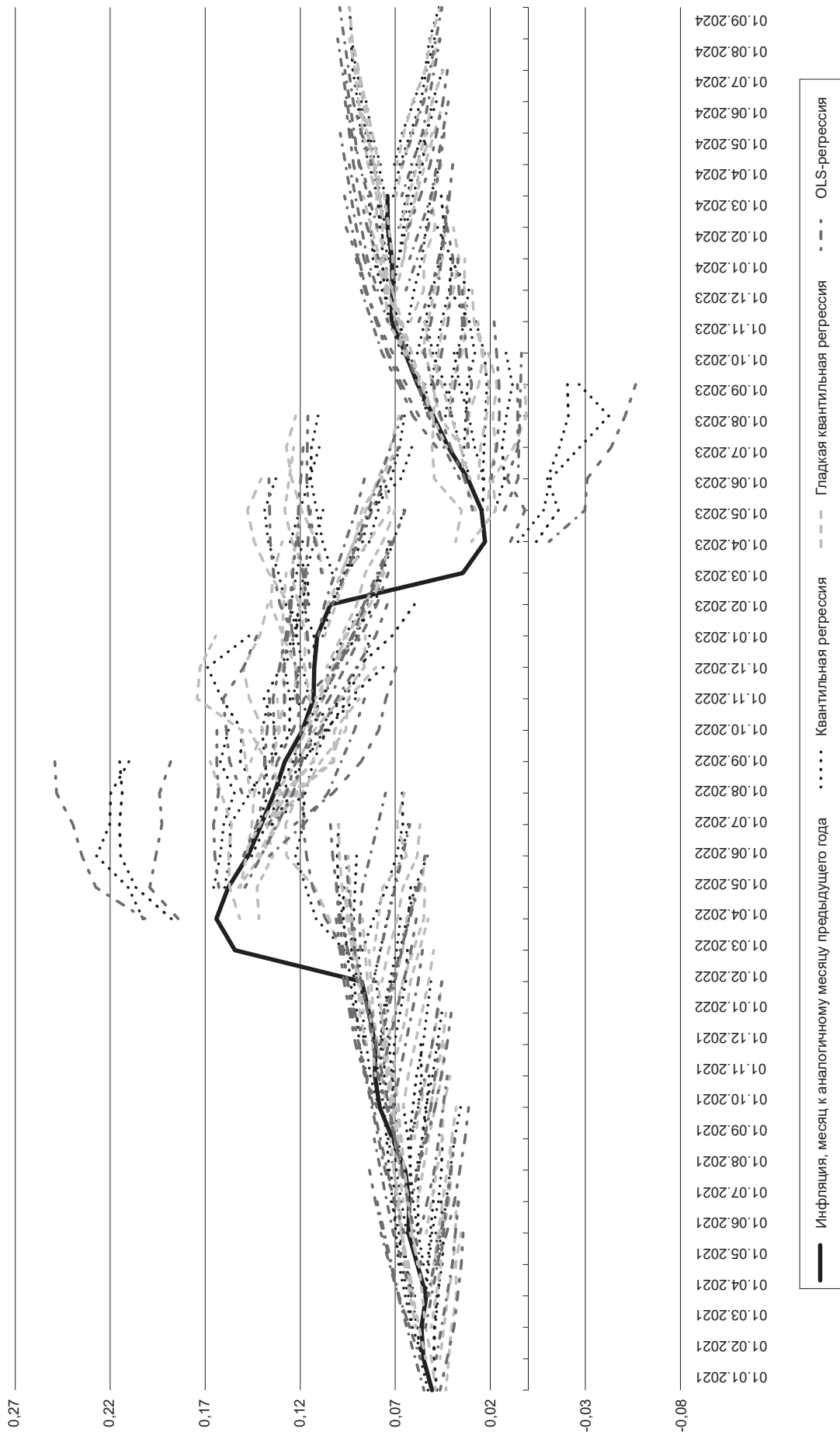


Рис. 3. Интервальные псевдоневыборочные прогнозы инфляции на шесть шагов вперед на основе OLS, квантильной и гладкой квантильной регрессий (модель с двумя лагами инфляции и обменного курса, 16%-й и 84%-й квантили)

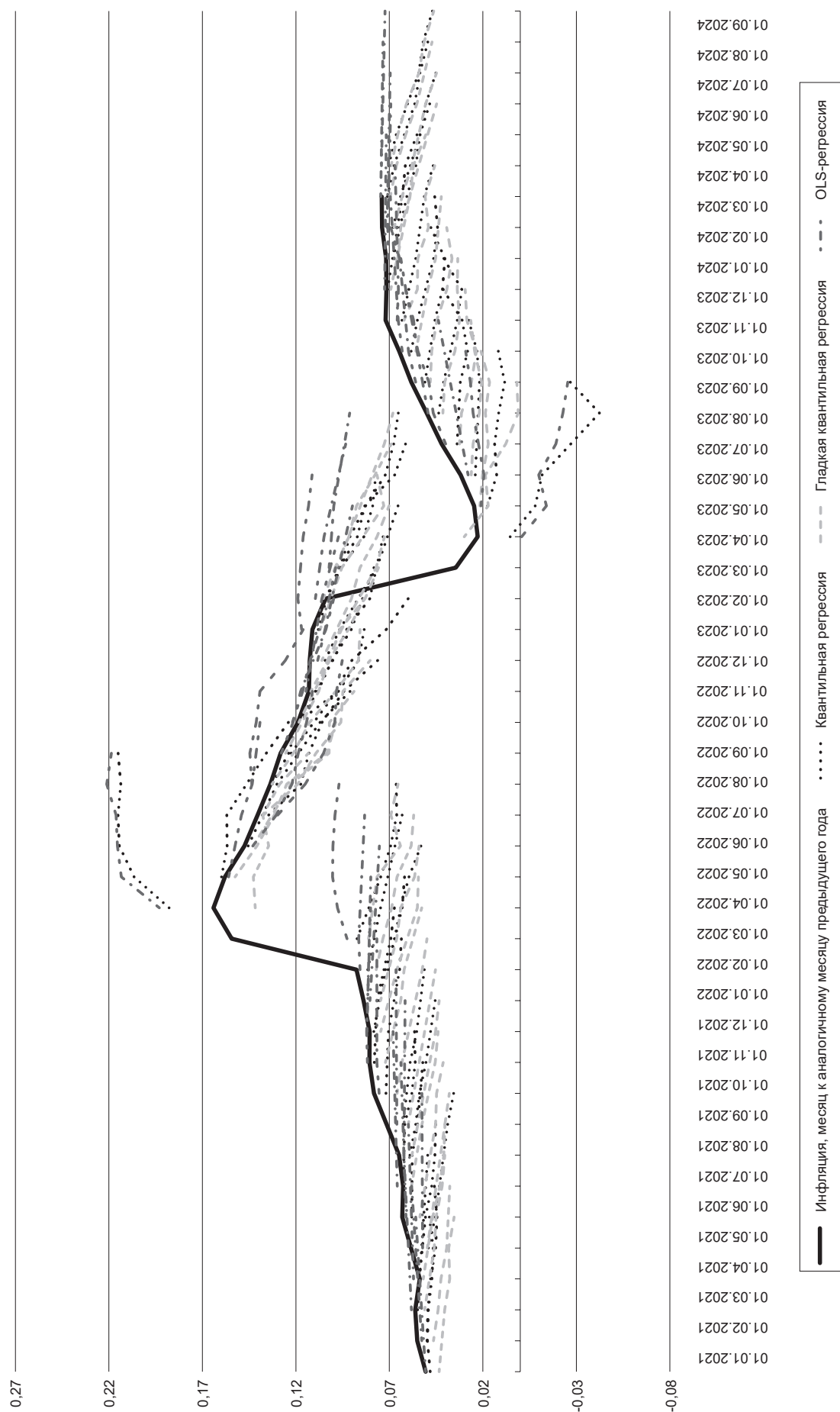


Рис. 4. Интервальные псевдосовмещенные прогнозы инфляции на шесть шагов вперед на основе OLS, квантильной и гладкой квантильной регрессий (модель с двумя лагами инфляции и обменного курса, 50%-й квантиль)

## References

1. **Koenker R., Hallock K.F.** Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*. 2001;15(4):143–156. Available from: <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>.
2. **Koenker R.** Quantile Regression: 40 Years On. *Annual Review of Economics*. 2017;9:155–176. Available from: <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>.
3. **Fernandes M., Guerre E., Horta E.** Smoothing Quantile Regressions. *Journal of Business & Economic Statistics*. 2021;39(1):338–357. Available from: <https://doi.org/10.1080/07350015.2019.1660177>.
4. **Tsong C.C., Lee C.F.** Asymmetric Inflation Dynamics: Evidence from Quantile Regression Analysis. *Journal of Macroeconomics*. 2011;33(4):668–680. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.08.003>.
5. **Wolters M.H., Tillmann P.** The Changing Dynamics of US Inflation Persistence: A Quantile Regression Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 2015;19(2):161–182. Available from: <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0080>.
6. **Tinoco Zermeno M.Á., Venegas Martínez F., Torres Preciado V.H.** Effects of Inflation on Financial Sector Performance: New Evidence from Panel Quantile Regressions. *Investigación Económica*. 2018;77(303):94–129. Available from: [https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0185-16672018000100094&script=sci\\_arttext&tlng=en](https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0185-16672018000100094&script=sci_arttext&tlng=en).
7. **Lopez-Salido D., Loria F.** Inflation at Risk. *Journal of Monetary Economics*. 2024;145:Article 103570. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2024.103570>.
8. **Banerjee R.** et al. Inflation at Risk in Advanced and Emerging Market Economies. *Journal of International Money and Finance*. 2024;142(4):Article 103025. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103025>.
9. **Lenza M., Moutachaker I., Paredes J.** Density Forecasts of Inflation: A Quantile Regression Forest Approach. *ECB Working Paper Series No 2830*. 2023. Available from: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2830~81049ee58f.en.pdf>.
10. **Wang Y., Oka T., Zhu D.** Inflation Target at Risk: A Time-varying Parameter Distributional Regression. *ArXiv preprint arXiv:2403.12456*. 2024. Available from: <https://arxiv.org/abs/2403.12456>.
11. **Korobilis D.** Quantile Regression Forecasts of Inflation Under Model Uncertainty. *International Journal of Forecasting*. 2017;33(1):11–20. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.07.005>.
12. **Pfarrhofer M.** Modeling Tail Risks of Inflation Using Unobserved Component Quantile Regressions. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 2022;143:104493. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2022.104493>.
13. **Makabe Y., Norimasa Y.** The Term Structure of Inflation at Risk: A Panel Quantile Regression Approach. *Bank of Japan Working Paper Series No.22-E-4*. 2022. Available from: [https://www.boj.or.jp/en/research/wps\\_rev/wps\\_2022/data/wp22e04.pdf](https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2022/data/wp22e04.pdf).
14. **Korobilis D.** et al. The Time-Varying Evolution of Inflation Risks. *ECB Working Paper Series No 2600*. 2021. Available from: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2600~8dae8e832f.en.pdf>.
15. **Andreev A.** Inflation forecasting in the Bank of Russia by combining forecasts. The Bank of Russia. *Working Paper Series*. 2016;14:2–11. (In Russ.) [https://www.cbr.ru/content/document/file/16726/wps\\_14.pdf](https://www.cbr.ru/content/document/file/16726/wps_14.pdf).
16. **Baybuza I.** Inflation Forecasting Using Machine Learning Methods. *Russian Journal of Money and Finance*. 2018;77(4):42–59. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.31477/rjmf.201804.42>.
17. **Styrin K.** Forecasting Inflation in Russia Using Dynamic Model Averaging. *Russian Journal of Money and Finance*. 2019;78(1):3–18. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.31477/rjmf.201901.03>.
18. **Tretyakov D., Fokin N.** Does the High-Frequency Data is Helpful for Forecasting Russian inflation? *St Petersburg University Journal of Economic Studies*. 2021;37(2):318–343. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.21638/spbu05.2021.206>.
19. **Polbin A., Shumilov A.** Forecasting Inflation in Russia Using a TVP Model with Bayesian Shrinkage. *Voprosy Statistiki*. 2023;30(4):22–32. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2023-30-4-22-32>.
20. **Ponomarev Y., Trunin P., Ulyukayev A.** Exchange Rate Pass-Through in Russia. *Voprosy Ekonomiki*. 2014;(3):21–35. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2014-3-21-35>.
21. **Perevyshin Y., Perevyshina E.** The Retail Bank Interest Rate Pass-Through: The Case of Russia. *Ekonomicheskaya Politika*. 2015;10(5):38–52. (In Russ.)

## About the authors

**Maria V. Kazakova** – Senior Researcher, Centre for the Study of Problems of Central Banks, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA). 82, Vernadsky Ave., Moscow, 119571, Russia. E-mail: [kazakova@ranepa.ru](mailto:kazakova@ranepa.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7396-4666>.

**Nikita D. Fokin** – Researcher, Laboratory for Mathematical Modeling of Economic Processes, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA). 82, Vernadsky Ave., Moscow, 119571, Russia. E-mail: [fokinikita@gmail.com](mailto:fokinikita@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4058-7331>.

## Funding

The article was written as part of the RANEPA state assignment research programme.

## Сравнительный статистический анализ изменения средних цен предложения жилья в административных округах г. Москвы

Виктор Михайлович Четвериков,  
Роман Рамисович Чурбанов

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Москва, Россия

*В статье представлены результаты сравнительного анализа рынка жилой недвижимости девяти административных округов г. Москвы в 2016 и 2024 гг. Основное внимание уделено особенностям формирования цен на жилье и рассмотрению факторов, влияющих на ценообразование, включая социально-экономические условия и транспортную инфраструктуру. Отдельное место в исследовании отведено роли жилищного строительства и инвестиционной привлекательности различных районов столицы.*

*Авторы опирались на официальные данные крупнейшего в России технологического сервиса недвижимости (ЦИАН) о ценах предложения квартир на продажу в зависимости от их параметров. В работе использованы такие показатели, как локальная средняя цена одного квадратного метра общей площади жилого помещения и количество предложений квартир на продажу. Показано, что цены на квартиры в двух административных округах (АО) г. Москвы имеют в 2024 г. устойчивый тренд роста, чего не наблюдалось в 2016 г. Сделан вывод о том, что слабо отличающиеся друг от друга рынки недвижимости в округах г. Москвы в 2016 г. (за исключением Центрального АО) в 2024 г. были сильно дифференцированы по ценовым предложениям, в связи с чем использовать среднюю цену за один квадратный метр московской жилой недвижимости в качестве характеристики качества жилья в 2024 г. некорректно.*

*В статье приводятся события, оказавшие влияние на изменение рынка жилой недвижимости г. Москвы, без указания носительной силы их воздействия. По мнению авторов, возникновение каждого из этих событий имело собственные причины, но их почти одновременное появление привело к напряженности на рынке жилья для всех участников.*

*В заключение подчеркивается значительное влияние инфляции и восстановительного ремонта жилых помещений (после сдачи в аренду) на рост стоимости жилой недвижимости и потенциал использования жилья как объекта инвестиций.*

**Ключевые слова:** ключевая ставка, ипотечная ставка, жилищный комплекс, рынок жилья, реновация, эскроу-счет.

JEL: C25, C35, C55, R31, Y10.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-41-56>.

*Для цитирования:* Четвериков В.М., Чурбанов Р.Р. Сравнительный статистический анализ изменения средних цен предложения жилья в административных округах г. Москвы. Вопросы статистики. 2024;31(5):41–56.

## Comparative Statistical Analysis of Changes in Average Asking Prices for Housing in the Administrative Districts of Moscow

Victor M. Chetverikov,  
Roman R. Churbanov

National Research University Higher School of Economics (HSE University), Moscow, Russia

*The article presents the results of a comparative analysis of the residential real estate market in nine administrative districts of Moscow in 2016 and 2024. The paper focuses on the features of housing price formation and considers factors influencing pricing, including socio-economic conditions and transport infrastructure. The study outlines the role of housing construction and the investment attractiveness of various districts of the capital.*

*The authors used official data from Russia's largest real estate technology service (CIAN) on asking prices for apartments for sale depending on their parameters. The article draws on such indicators as the local average price per square meter of the total area of dwellings and the number of offers of apartments for sale. It is shown that apartment prices in two administrative districts (AO) of Moscow have a stable growth trend in 2024, which was not observed in 2016. It is concluded that the real estate markets in the districts of Moscow in 2016 (exception for the Central AO) were strongly differentiated in price offers in 2024, and, therefore, it is incorrect to use the average price per square meter of Moscow residential real estate as a characteristic of housing quality in 2024.*

*The article lists events that influenced changes in the Moscow residential real estate market without specifying the relative strength of their impact. According to the authors, each event had its causes, but their almost simultaneous appearance led to tension in the housing market for all participants.*

*In conclusion, the significant impact of inflation and the restoration of residential premises (after renting) on the growth of residential property values and the potential for using housing as an investment object is emphasized.*

**Keywords:** key rate, mortgage rate, housing complex, real estatemarket, renovation, escrow account.

JEL: C25, C35, C55, R31, Y10.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-41-56>.

*For citation:* Chetverikov V.M., Churbanov R.R. Comparative Statistical Analysis of Changes in Average Asking Prices for Housing in the Administrative Districts of Moscow. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):41–56. (In Russ.)



## Введение

Начало формирования легального вторичного рынка жилья в России связывают с принятием Закона Российской Федерации «О приватизации жилищного фонда»<sup>1</sup>. В 1991 г. в г. Москве было образовано 10 административных округов (АО)<sup>2</sup>, а 1 июля 2012 г., когда территория г. Москвы была

увеличена в 2,4 раза за счет Московской области, были добавлены еще два новых АО (Новомосковский и Троицкий). Оказалось, что деление большого мегаполиса на административные округа при хорошо организованной информационной поддержке является удобным решением для всех участников рынка жилья.

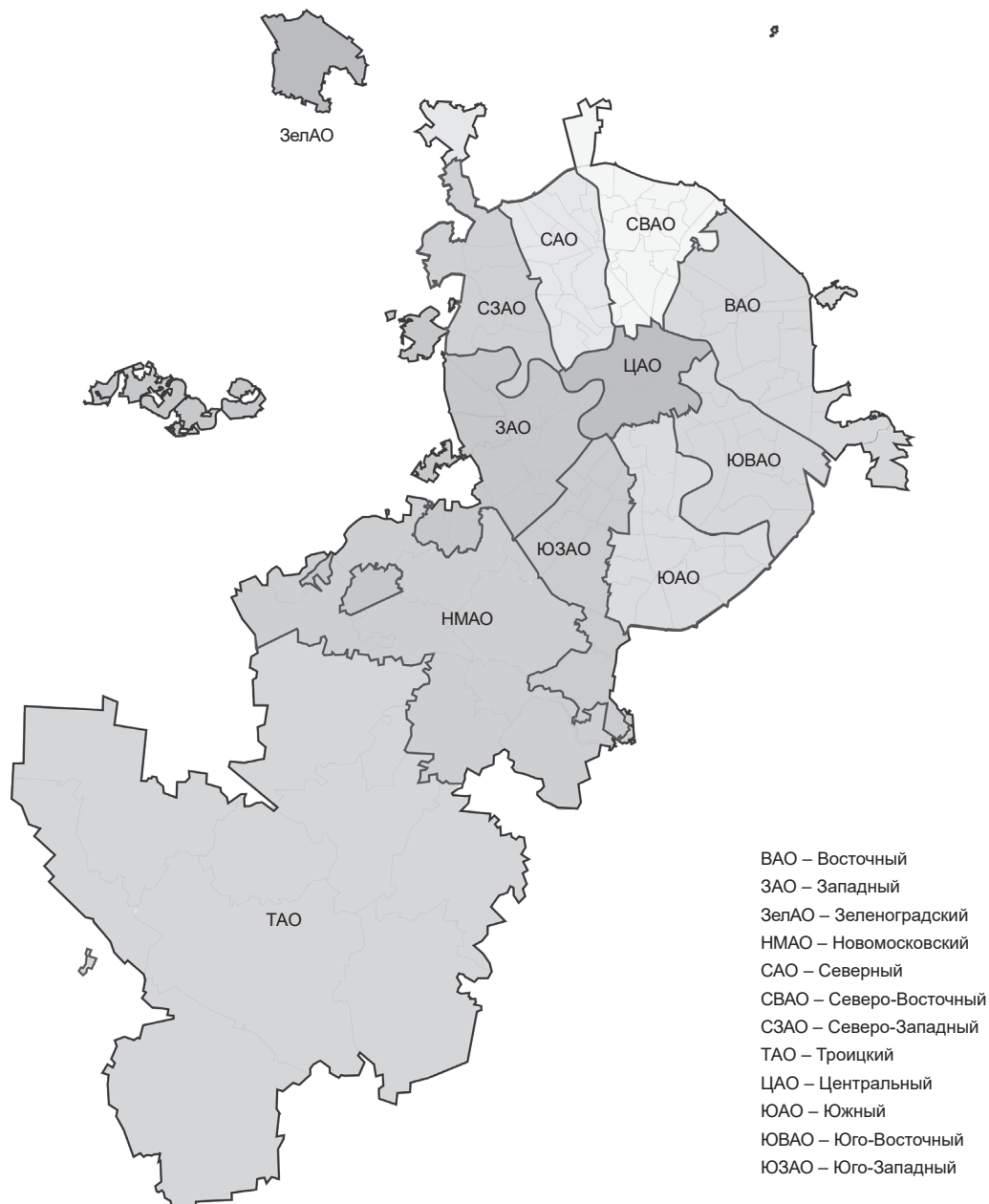


Рис. 1. Карта административных округов г. Москвы<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Закон Российской Федерации от 04.07.1991 № 1541-1 «О приватизации жилищного фонда в Российской Федерации». URL: [https://www.consultant.ru/document/cons\\_doc\\_LAW\\_100/?ysclid=m1ko04bxhl652014422](https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_100/?ysclid=m1ko04bxhl652014422).

<sup>2</sup> Распоряжение Мэра Москвы от 10.07.1991 г. № 47-ПМ «Об образовании административных округов в г. Москве». URL: <https://base.garant.ru/382067/?ysclid=m1koexyo3c728243258>.

<sup>3</sup> Административные округа и районы Москвы. URL: <http://mosopen.ru/regions>. Карта г. Москвы. URL: <https://canmos.ru/img/karta-moskvy-po-okrugam-s-granicami.jpg>.

В настоящее время рынок недвижимости в России обладает достаточно развитой информационной системой, которая позволяет анализировать цены предложений. Однако данные о ценах сделок пока не публикуются в открытых источниках, за исключением отдельных общих характеристик, таких как объем продаж нового жилья за год и общая сумма сделок. В представленных технологическим центром недвижимости (ЦИАН) предложениях о продаже жилья для заинтересованных лиц, кроме общей площади и цены квартиры, фигурируют также дополнительные данные (этаж квартиры и этажность дома, транспортная доступность и другие параметры), которые в этом исследовании не рассматриваются. Несмотря на развитие первичного рынка, ситуация с ежедневным доступом к информации о ценах реальных сделок не изменилась: цены по сделкам по-прежнему остаются закрытыми для исследователей<sup>4</sup>.

Фиксация цены купли-продажи жилой недвижимости на первичном и вторичном рынках происходит по-разному. На вторичном рынке отдельные продавцы и покупатели могут прийти к устраивающей обе стороны договорной цене. На первичном рынке покупатель взаимодействует не с отдельным продавцом, а с хорошо организованной структурой, обладающей значительными возможностями для реализации своей ценовой политики. Поэтому определение цены остается, как правило, прерогативой продавца.

Основные события на рынке жилой недвижимости г. Москвы, оказавшие значительное влияние на изменение цен предложений, можно определить в четырех ключевых пунктах.

#### 1. Реализация в г. Москве программы реновации.

В 2017 г. был принят закон г. Москвы о реновации, согласно которому устанавливались гарантии расселения жителям домов, подлежащих массовому сносу<sup>5</sup>, и закон г. Москвы о дополнительных гарантиях жилищных и имуществен-

ных прав физических и юридических лиц при осуществлении реновации жилищного фонда в г. Москве<sup>6</sup>.

С 2020 по 2032 г. планировалось построить много новых домов вместо 4360 старых. Начало реализации этих планов привело к тому, что объемы нового строительства в г. Москве оказались столь значительными, что стало возможным говорить о существовании в столице как вторичного, так и первичного рынков недвижимости, сопоставимых по объему предложений со своими ценовыми характеристиками. При этом в отдельных АО доля первичного рынка в виде новых жилых комплексов (ЖК) составила в 2024 г. более 80% (см. таблицу 1). Программой реновации было продекларировано существенное повышение предложения на первичном рынке в январе 2024 г. по сравнению с ноябрем 2016 г.

#### 2. Закон о введении эскроу-счетов для банковского сопровождения взаимодействия застройщика и покупателя при оплате квартир в новостройках<sup>7</sup>.

Этот закон появился для противодействия недобросовестным застройщикам, которые собирали денежные средства с дольщиков и исчезали с деньгами, оставляя дольщиков «наедине с котлом». Аналогичные меры за рубежом принимались значительно раньше — в США проектное финансирование через эскроу-счета было введено в середине 70-х годов прошлого века.

С 1 июля 2018 г. вступили в силу поправки в Федеральный закон от 30.12.2004 г. № 214 «Об участии в долевом строительстве многоквартирных домов и иных объектов недвижимости и о внесении изменений в некоторые законодательные акты Российской Федерации» (с изменениями и дополнениями)<sup>8</sup>, в соответствии с которым с 1 июля 2019 г. застройщики стали привлекать денежные средства граждан только на специальные счета в уполномоченных банках, где они могли быть доступны застройщику

<sup>4</sup> Исключением является ежемесячная информация о сделках с недвижимостью на портале Сбербанк России с января 2017 г. по текущий месяц, где приводятся данные только о средней цене за квадратный метр по 68 субъектам Российской Федерации, включая г. Москву и г. Санкт-Петербург, а также по России в целом. При этом информация по первичному и вторичному рынкам жилья представлена раздельно: URL: [https://sberindex.ru/ru/dashboards/real\\_estate\\_deals\\_primary\\_market](https://sberindex.ru/ru/dashboards/real_estate_deals_primary_market). URL: [https://sberindex.ru/ru/dashboards/real\\_estate\\_deals\\_secondary\\_market](https://sberindex.ru/ru/dashboards/real_estate_deals_secondary_market).

<sup>5</sup> Закон г. Москвы от 17 мая 2017 г. № 14 «О дополнительных гарантиях жилищных и имущественных прав физических и юридических лиц при осуществлении реновации жилищного фонда в городе Москве». URL: <https://www.garant.ru/products/ipo/prime/doc/49504188/?ysclid=m1ne8jr03b855811635>.

<sup>6</sup> URL: [https://www.mos.ru/upload/documents/docs/Zakon\\_\\_14.pdf?ysclid=m1neengr5o203040178](https://www.mos.ru/upload/documents/docs/Zakon__14.pdf?ysclid=m1neengr5o203040178).

<sup>7</sup> Статья 15.5. Особенности открытия, ведения и закрытия счета эскроу для расчетов по договору участия в долевом строительстве (в ред. Федерального закона от 01.07.2018 № 175-ФЗ). URL: [https://www.consultant.ru/document/cons\\_doc\\_LAW\\_51038/7e20edcc51ba599c70fb328204e3ac1226e7d912/?ysclid=m1nflumj5n137929624](https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_51038/7e20edcc51ba599c70fb328204e3ac1226e7d912/?ysclid=m1nflumj5n137929624).

<sup>8</sup> URL: [https://www.consultant.ru/document/cons\\_doc\\_LAW\\_51038/?ysclid=m1nigys4q657059718](https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_51038/?ysclid=m1nigys4q657059718).

лишь после передачи ключей от квартиры покупателю-дольщику — владельцу эскроу-счета. Средства дольщиков на эскроу-счетах страхуются в Агентстве по страхованию вкладов по аналогии с банковскими вкладами на сумму до 10 млн руб. Согласно положениям вышеназванного закона компания-застройщик не может выпускать облигации, чтобы привлечь финансирование для строительства. Единственный кредит, который может взять строительная компания, — целевой заем для финансирования текущего строительства. А процентная ставка этого кредита не может отличаться от ключевой ставки Центрального банка Российской Федерации больше, чем на 2%.

3. *Ипотечная ставка для вторичного рынка недвижимости всегда определялась текущей и прогнозируемой ключевой ставкой Банка России.* Введение ипотечной ставки с государственной поддержкой для первичного рынка было связано с решением на федеральном уровне о необходимости поддержки определенных категорий населения и строительного сектора. Для этих целей в федеральном бюджете предусматривались соответствующие ассигнования, компенсирующие кредитным учреждениям часть рыночной процентной ставки по ипотечным кредитам. Если выделенные бюджетные средства исчерпываются, то для продления программы льготной ипотеки требуется принятие соответствующего решения на федеральном уровне. Поэтому возможности государственной поддержки ипотечной ставки уменьшаются при повышении ключевой ставки. Тем не менее, по мнению Банка России, ипотека является долгосрочным кредитом, и ставки по таким кредитам существенно зависят от ожиданий банков и заемщиков относительно уровня инфляции и ключевой ставки на протяжении всего периода действия кредита. Одним из ключевых условий для снижения ставок по ипотеке является низкая предсказуемая инфляция как в настоящий момент, так и в течение следующих 10–20 лет, на которые предоставляется ипотечный кредит.

4. *Ключевая ставка Банка России* в ноябре 2016 г. составляла 10% и далее она постепенно снижалась, достигнув минимума 4,5% к концу 2020 г., а затем увеличилась до 20% в феврале 2022 г. В дальнейшем ставка рефинансирования уменьшилась до 7,5% к концу 2023 г. и затем выросла до 19% в сентябре 2024 г. Повышение ключевой ставки является стандартным инструментом Банка России для борьбы с инфляционным давлением.

Перечисленные события оказывают существенное влияние на спрос на жилую недвижимость. И если действие событий, приведенных в первых двух пунктах, определяется законодательными актами, и они длятся долго, то вторые два оказывают большое влияние на текущее ценообразование на рынке недвижимости через инфляционные ожидания.

Аналитические статьи о российском рынке недвижимости с конца 1990-х годов были связаны в основном с использованием многофакторной регрессии для цены предложения на рынке квартир. Важную роль в формировании подходов к анализу рынка недвижимости сыграли взгляды, изложенные в [1], а также примеры, опубликованные в научной периодике [2–11]. В статье [12] была предложена редко встречающаяся в описаниях рынков недвижимости порядковая логистическая регрессионная модель ценообразования на московском вторичном рынке жилья.

Авторы не ставили перед собой задачу дать исчерпывающий обзор научной литературы о рынке недвижимости в России и хотели бы выделить несколько ключевых исследований, которые оказали влияние при рассмотрении проблем, изложенных в данной статье. Это пять работ [13–17]. Две из них [13 и 14] посвящены макроэкономическому анализу первичного рынка: формированию цен и объемов вводимого в эксплуатацию жилья в России в целом и в г. Москве в частности. В работе [15] изложен современный взгляд специалистов департамента Банка России на величину российского спроса на ипотеку. В статьях [16 и 17] приведены критические мнения об оценках инфляции.

Две научные статьи [18 и 19], общего, скорее философского характера, стимулировали авторов данного исследования не спешить с однозначными выводами относительно сегодняшнего положения на рынке недвижимости в г. Москве. В работе [18] затронуты общие вопросы статистики, а в статье [19] — вопросы влияния статистики на принятие управленческих решений. В недавно опубликованной работе [20] рассмотрены цены на квартиры в различных районах г. Москвы, где выделены районы одной ценовой категории (по данным середины 2023 г.) и представлен метод анализа рынка недвижимости с акцентом на другие вопросы, без использования локальных показателей, примененных в настоящем исследовании.

Рынок жилья имеет характерные черты, при- сущие как рынку реальных ресурсов и услуг, так и рынку инвестиционных товаров, что придает ему дополнительные черты, не характерные для других рынков ресурсов. Жилье, расположенное в районе с высоким потенциалом спроса в среднесрочной перспективе, вероятно, со временем будет иметь восходящий тренд. Кроме того, оно может служить своему владельцу на протяжении нескольких поколений. При отсутствии катастроф предназначенное для комфортной жизни строение может сохранить свою стоимость (с учетом инфляции и корректировки затрат на ремонт). Следовательно, такая квартира может рассматриваться не только как потребительский товар, но и как объект инвестиций. Поэтому на рынке недвижимости существует значительное количество участников — застройщиков, риелторов, частных инвесторов, квартирных рантье и потенциальных покупателей, которые заинтересованы в стабильном росте цен на жилье. Кроме того, для таких инвесторов важна также будущая динамика цен на его аренду.

В следующих разделах будет проанализировано, насколько непохожими стали рынки недвижимости в административных округах г. Москвы в 2024 г., несмотря на то что семь лет назад средние цены на жилую недвижимость в этих округах не различались столь существенно. О совокупности причин, которые привели к такой ситуации, было упомянуто ранее.

## Общие сведения о предложении квартир

В настоящем исследовании использованы данные ЦИАН о предложениях квартир на первичном и вторичном рынках жилой недвижимости по девяти административным округам г. Москвы, в которых проживает примерно 12 млн человек. В обзор не вошли данные по трем административным округам — Зеленоградскому, Новомосковскому и Троицкому с общей численностью населения около 1 млн человек.

Для сравнения предложений жилья с различной общей площадью квартир были использованы данные ЦИАН за один день ноября 2016 г. и один день января 2024 г. Периоды для исследования были выбраны так, чтобы наглядно отразить масштаб изменений, связанных с началом массовой реновации.

Данные о числе предложений квартир в 2016 и 2024 гг. приведены в таблице 1. В столбцах 2 и 3 представлено число предложений немного меньшее, чем получено с использованием парсинга сайта ЦИАН. Исключенные данные соответствовали единичным предложениям с выпадающими из рассмотрения большими площадями квартир. Таким образом, число предложений во всех АО в столбцах 2 и 3 (и, естественно, все последующие данные) составляют лишь часть исходных («сырых») данных (от 94 до 97% от «сырых» данных для разных АО).

Число предложений квартир в девяти АО г. Москвы

Таблица 1

АО	Общее число предложений квартир за день		Влияние ЖК на общее число предложений квартир в январе 2024		
	ноябрь 2016	январь 2024	количество ЖК	число предложений от ЖК	доля предложений от ЖК в общем числе предложений, в процентах
1	2	3	4	5	6
BAO	297	1062	33	318	29,9
ЗАО	570	925	94	689	74,5
CAO	431	976	69	758	77,7
СBAO	426	901	50	724	80,4
СЗАО	485	1003	50	881	87,8
ЦАО	681	1254	180	793	63,2
ЮАО	434	1002	56	858	85,6
ЮBAO	241	1065	48	724	68,0
ЮЗАО	509	892	38	457	51,2

Программа реновации значительно повлияла на рынок недвижимости, что видно из сопоставления данных по девяти АО в таблице 1.

Во всех АО число предложений на рынке недвижимости в результате реализации программы реновации (отношение данных в столбце 3 к данным в столбце 2) выросло, но увеличение было не-

одинаковым. Лидером по темпу роста был ЮBAO — в 4,4 раза, но это свидетельствовало об эффекте низкой базы — в этом округе в 2016 г. был самый маленький вторичный рынок жилой недвижимости. Вторым по темпу роста был BAO — в 3,5 раза, третьим — ЮАО в 2,3 раза. И минимальное отношение числа предложений было в ЗАО — в 1,6 раза.



За прошедшие семь лет было создано большое число жилых комплексов. Лидерами в этом были три административных округа: ЦАО, ЗАО и САО, в которых общее количество ЖК превосходит их количество в остальных шести округах. Наименьшее количество созданных ЖК было в ВАО.

Первенство в количестве созданных ЖК не означало доминирования в числе предложений квартир на первичном рынке жилья, где лучшими были три округа: СЗАО, ЮАО и ЦАО. Наименьшее число предложений на первичном рынке оказалось у ВАО.

Число предложений квартир на вторичном рынке в 2024 г. по сравнению с 2016 г. уменьшилось во всех АО, кроме ВАО и ЮВАО. В таблице 1 число предложений в АО на вторичном рынке определяется в 2016 г. данными, приведенными в столбце 2, а в 2024 г. — разностью данных в столбцах 3 и 5.

Прежде чем анализировать динамику цен на рынках различных административных округов, необходимо установить, какие цены будут рассматриваться.

### Локальная средняя цена предложения одного квадратного метра жилья на примере ЦАО

Для примерной оценки существующей в данном регионе стоимости жилья часто используют среднюю цену одного квадратного метра общей площади. Рассмотрим подробнее это по-

нятие, с учетом мнения аналитиков известного портала «Индикаторы Рынка Недвижимости» (URL: <https://www.irn.ru/>), которые отмечают, что «одной из особенностей рынка недвижимости является его «мозаичность», поскольку цена отдельной квартиры складывается из целого ряда объективных и субъективных факторов. Отсюда и сложность исследования этого рынка, проблематичность создания общей картины его состояния и прогнозов на будущее». При этом на данном портале размещаются индексы рынка недвижимости, аналогичные известным индексам финансовых инструментов. Но создатели индекса рынка недвижимости принципиально не раскрывают алгоритм его вычисления.

Анализ этого индекса выходит за рамки настоящей работы, в которой обсуждается только одно новое понятие — *локальная средняя цена предложения одного квадратного метра общей площади квартиры* в конкретном административном округе при заданном интервале значений общей площади. Поскольку в тексте данной статьи всегда под словом цена будет фигурировать цена предложения продавца недвижимости, то для сокращения слово «предложения» будет опущено.

Для наглядной иллюстрации проблемы приведем «сырые» (необработанные) данные в разные годы по ЦАО — самому маленькому по площади жилого фонда и населению округу г. Москвы.

На рис. 2 представлена диаграмма рассеяния на плоскости двух переменных: общая площадь квартиры (кв. м) и цена (тыс. руб. за один кв. м).

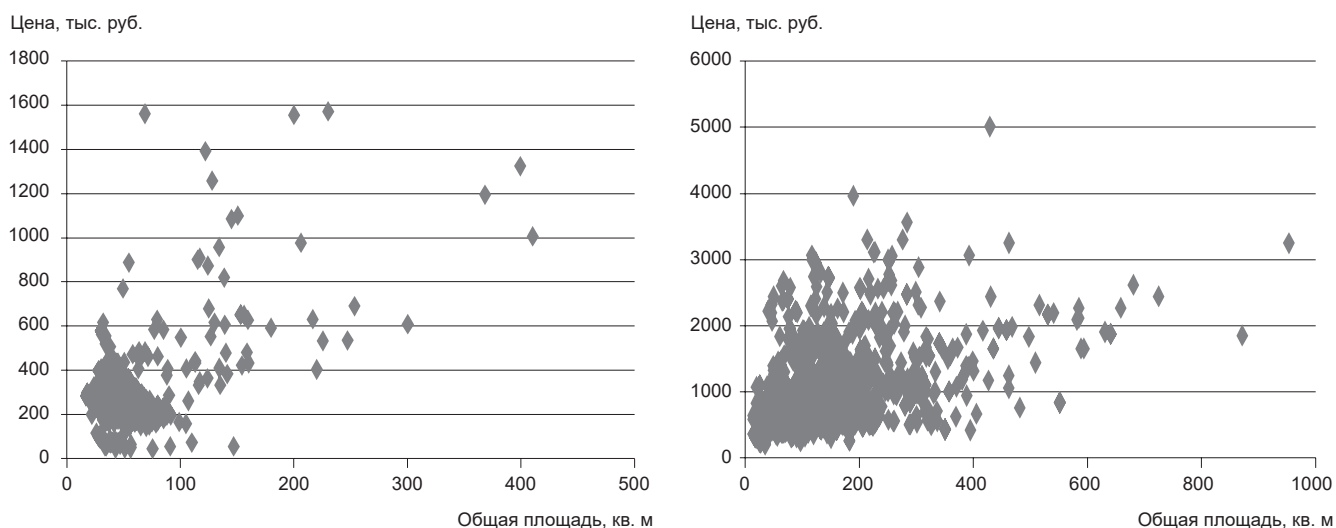


Рис. 2. Диаграммы рассеяния для ЦАО  
(слева: — для 681 предложения в ноябре 2016 г., справа: — для 1254 предложений в январе 2024 г.)

Математическое определение указанной локальной средней цены будет следующим. Для ЦАО расположим все предлагаемые квартиры общей площадью  $sqm_i$  (размерность — кв. м) и стоимостью  $pr_i$  (размерность — тыс. руб.) в порядке возрастания общей площади. При этом индекс  $i$  пробегает значения от единицы до общего числа предложенных квартир в ЦАО. Область возможных значений общей площади квартиры в ЦАО разобьем на непересекающиеся интервалы  $J_k$ :

$$J_1 = [10, 20), J_2 = [20, 30), J_3 = [30, 40), \dots \quad (1)$$

Максимальное значение  $k$  определяется максимумом площади квартир, предлагаемых в данном АО на рассматриваемую дату.

Определим среднюю цену  $prm_k$  одного квадратного метра общей площади квартиры данного АО, имеющих общую площадь  $sqm_i \in J_k$ , следующим равенством:

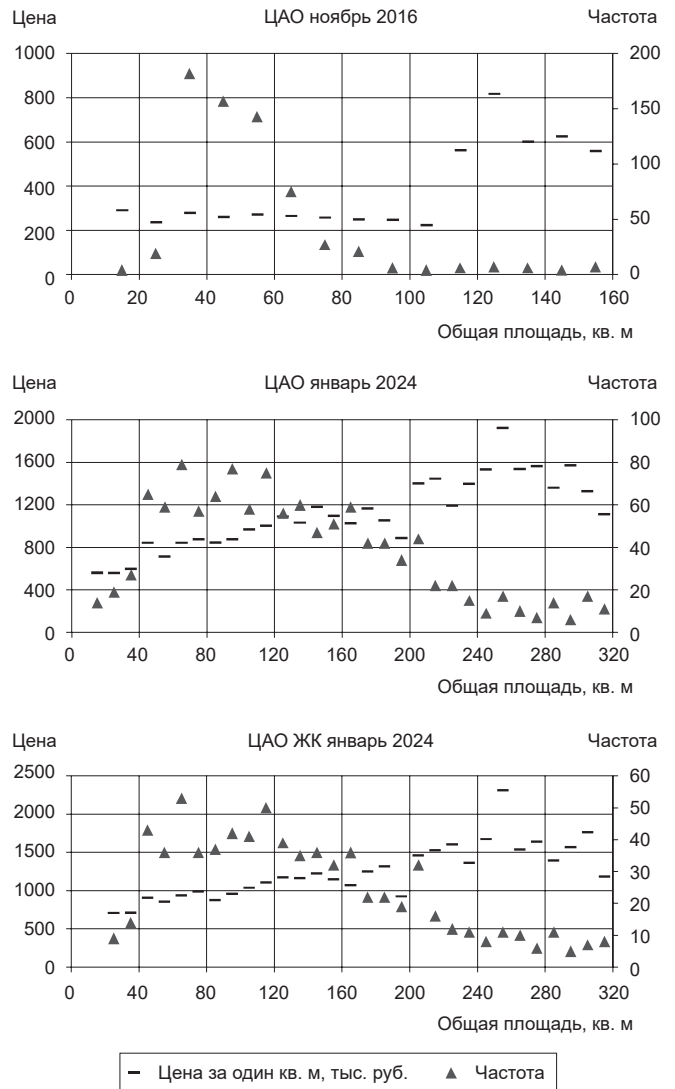
$$\begin{aligned} prm_k &= PR_k / TS_k, \\ PR_k &= \left( \sum_i pr_i \cdot \chi_i(J_k) \right), \\ TS_k &= \left( \sum_i sqm_i \cdot \chi_i(J_k) \right), \\ \chi_i(J_k) &= \begin{cases} 1 & \text{if } sqm_i \in J_k \\ 0 & \text{in other case} \end{cases}. \end{aligned} \quad (2)$$

Здесь  $\chi_i(J_k)$  является характеристической функцией принадлежности общей площади квартиры полуинтервалу  $J_k$ . Очевидно, что число предложений квартир в ЦАО, имеющих общую площадь внутри полуинтервала, определяется величиной:

$$Q_k = \left( \sum_i \chi_i(J_k) \right), \quad (3)$$

которую для краткости будем именовать *частотой*.

Вернемся к обсуждению локальной средней цены одного квадратного метра жилья в ЦАО с использованием новых величин (1) — (3). В 2016 г. все данные относятся только ко вторичному рынку. Однако поскольку после 2020 г. в округах стали доступны данные первичного и вторичного рынков недвижимости, то для 2024 г. необходимо рассматривать два графика. Поэтому вместо двух диаграмм рассеяния, изображенных на рис. 2, будем для ЦАО использовать три графика локальной средней цены, которые представлены в тех же переменных на рис. 3.



Примечание. Все данные относятся к соответствующему интервалу площади квартиры.

Рис. 3. Локальная средняя цена за один кв. м квартиры и число предложений квартир (частота) в ЦАО

Вычисления производились во всех случаях по формулам (1) — (3). Каждому интервалу  $J_k$  соответствуют две величины:  $prm_k$  — локальная средняя (внутри интервала  $J_k$ ) цена за один кв. м в тыс. руб., обозначенная на рис. 3 по левой вертикальной оси, и  $Q_k$  — частота (число предложений квартир) в интервале  $J_k$ , обозначенная на рис. 3 по правой вертикальной оси. Если при данном  $k$  частота  $Q_k < 5$ , то будем говорить о редком событии. При таком  $k$  вычисленное значение  $prm_k$  считается ненадежным. В предлагаемой схеме анализ зависимости  $prm_k$  от  $sqm_i$  рассматривается только для надежных значений  $prm_k$ . Это техническое ограничение сильно упрощает анализ, поскольку, не прибегая к слиянию интервалов, исключает рассмотрение интервалов  $J_k$ , пустых от объектов

недвижимости. Во всех рассматриваемых АО доля отброшенных предложений не превышала 6% от всех предложений в ЦАО.

Приведенные графики характеризуют: верхний график – вторичный рынок в ноябре 2016 г., средний – первичный и вторичный рынки вместе в январе 2024 г., нижний – первичный рынок ЖК в январе 2024 г., где продавцами выступали ЖК. Общая площадь квартиры указана по горизонтальной оси.

Расчетные формулы для ноября 2016 г. были следующими. На верхнем графике рис. 3 отображены результаты вычислений по 98% исходных данных, приведенных на рис. 2 (диаграмма слева). Исходя из значений частот в области площадей от 10 до 160 кв. м, исчисленные локальные средние являются надежными только на полусегменте  $sqm \in [20, 100)$ . На этом полусегменте хорошей моделью является модель регрессии на константу, подробно описанная в виде задачи 2.12 в книге [21]:

$$prm_{k+1} = \alpha + \varepsilon_k, k = 1, \dots, n, n = 8, \quad (4)$$

$$E\{\varepsilon_k\} = 0, E\{\varepsilon_k^2\} = V(\varepsilon_k) = \sigma^2,$$

$$E\{\varepsilon_k \varepsilon_q\} = 0 \text{ при } k \neq q, \varepsilon_k \in N(0, \sigma^2).$$

Для данных ЦАО ноября 2016 г. оценки модели (4) имеют следующие значения:

$$\hat{a} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n prm_{k+1} = \overline{prm} = 258, V(\hat{a}) = \frac{1}{n} \sigma^2, \quad (5)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (prm_{k+1} - \overline{prm})^2, \sqrt{V(\hat{a})} \approx 4,75.$$

Согласно этой модели для рассматриваемого случая величина  $(prm - 258) \in N(0, \sigma^2/n)$ . Заметим, что такая регрессионная модель с любыми параметрами имеет  $R^2=0$ . Однако на полусегменте площадей  $sqm \in [10, 100)$  понятие локальной средней цены за один кв. м содержит вполне определенный смысл в ЦАО в 2016 г. Вне указанного полусегмента число предложений не позволяет говорить о надежном значении, поскольку на полусегменте площадей  $sqm \in [100, 160)$  на каждый интервал приходится менее пяти предложений, а на полусегменте  $sqm \in [160, 410)$  – от нуля до двух.

Однако в 2024 г., согласно среднему и нижнему графикам на рис. 3, ситуация была принципиально другой. Для среднего графика, представляю-

щего картину на первичном и вторичном рынках вместе, хорошей моделью для квартир с площадью от 10 до 320 кв. м является нелинейная регрессия:

$$prm_k = 184,14(sqm_k)^{0,36}, \quad (6)$$

$$k = 1, \dots, n, n = 31, R^2 = 0,82.$$

Нетрудно проверить, что попытка попробовать получить этот результат (6) сразу из «сырых» данных января 2024 г., представленных на рис. 2, минуя введение локальных средних, приведет нас к похожей формуле, но только с коэффициентом детерминации  $R^2 \approx 0,2$ . И к такому результату, конечно, не будет никакого доверия.

Заметим, что вместо модели (6) можно использовать и модель (4), для которой всегда  $R^2 = 0$  (согласно теории [21]), но зато она универсальна и приводит к оценкам среднего  $\hat{a}$  и дисперсии  $V(\hat{a})$ :

$$\hat{a} = 1116, \sqrt{V(\hat{a})} = 59,5. \quad (7)$$

В то же время для первичного рынка предложений (представленного на нижнем графике рис. 3) регрессия оказывается несколько иной. На полусегменте  $sqm \in [20, 320)$  хорошим приближением является формула:

$$PRM_{k+1} = 212,21 (sqm_{k+1})^{0,35}, \quad (8)$$

$$k = 1, \dots, n, n = 30, R^2 = 0,73.$$

Использование модели (4) приводит к более грубому, но зато более простому результату для сравнения с другими АО:

$$\hat{a} = 1247, \sqrt{V(\hat{a})} = 65. \quad (9)$$

В одних и тех же полусегментах площадей (при  $k \geq 2$ ) на первичном рынке (нижний график на рис. 3)  $PRM_k$  цены несколько больше, чем на общем рынке (средний график на рис. 3)  $PRM_k / prm_k$ , при этом отношение примерно в интервале 1,09–1,12. Довольно наглядно это видно при сравнении графиков на полусегментах площадей  $sqm \in [20, 120)$  и  $sqm \in [200, 320)$ . В первом случае довольно большое число предложений на вторичном рынке держит общую цену значительно ниже цены первичного рынка. А для квартир больших площадей число предложений на вторичном рынке становится не столь значительным – вот почему в этом интервале площадей цена определяется первичным рынком жилья.

## Локальные средние цены в других АО г. Москвы

Для компактности изложения все наглядные графические представления о ценах в восьми АО (кроме ЦАО) вынесены в Приложение. Так же, как и для ЦАО, для остальных округов приведены три вертикально расположенных графика. По левой вертикальной оси откладываются значения цены в тыс. руб. за один кв. м, по правой — число предложений квартир (частота — для краткости на графиках). В этом разделе будут приведены иллюстративные формулы регрессии (4), позволяющие увидеть степень близости локальных средних цен на недвижимость в разных АО.

**Ситуация в ноябре 2016 г.** В таблице 2 приведены коэффициенты регрессии (4) на константу для девяти АО с указанием для каждого АО диапазона площадей квартир, которые попали в информационную базу ноября 2016 г. и для которых выборка в каждом поддиапазоне указанного диапазона площадей представлена пятью или более предложениями. Обозначения в третьем и четвертом столбцах таблицы 2 совпадают с обозначениями для ЦАО в предыдущем разделе.

Таблица 2

Коэффициенты регрессии на константу для АО  
в ноябре 2016 года

АО	Диапазон площадей	$\hat{a}$	$\sqrt{V(\hat{a})}$
1	2	3	4
BAO	[20, 70)	162	6,0
ЗАО	[20, 90)	178	10,7
CAO	[20, 80)	154	9,3
СBAO	[20, 70)	159	2,6
СЗАО	[20, 90)	175	4,8
ЦАО	[20, 100)	258	4,8
ЮАО	[20, 90)	166	9,2
ЮBAO	[20, 70)	132	6,0
ЮЗАО	[20, 80)	146	4,9

Как видно из данных таблицы 2, средняя цена за один кв. м в размере 258 тыс. руб. в ЦАО в ноябре 2016 г. существенно выделяется из других АО, в которых цена находится в диапазоне 132–178 тыс. руб. Однако заметим, что регрессия на константу не исключает наличия отдельных предложений цены свыше одного миллиона рублей. Частота появления условно больших цен в представленных выборках будет обсуждаться в следующем разделе.

Кроме регрессий на константу, представленных в таблице 2, данные 2016 г. по некоторым из восьми АО удовлетворяют также и простым ре-

грессионным формулам с высоким  $R^2$  и хорошим p-level для коэффициентов. Это свидетельствует о возможном существовании явной формулы для отдельных АО в диапазонах площадей, приведенных в таблице 2. Оценки для p-level указаны в скобках под коэффициентами:

для BAO

$$prm = 327,98 - 8,05(sqm) + 0,088(sqm)^2,$$

(<0,01)                      (<0,01)                      (<0,01)

$$R^2 = 0,94; sqm \in [10, 80);$$

для ЗАО

$$prm = 398,79 - 8,46(sqm) + 0,071(sqm)^2,$$

(<0,01)                      (<0,01)                      (<0,01)

$$R^2 = 0,90; sqm \in [20, 90);$$

для CAO

$$prm = 211,9 - 1,16(sqm),$$

(<0,01)                      (<0,01)

$$R^2 = 0,90; sqm \in [20, 80);$$

для ЮBAO

$$prm = 251,83 - 5,19(sqm) + 0,051(sqm)^2,$$

(<0,01)                      (<0,01)                      (<0,01)

$$R^2 = 0,96; sqm \in [20, 70).$$

**Ситуация в январе 2024 г.** Ситуация на рынке недвижимости в январе 2024 г. сильно отличается от ситуации 2016 г. не только в ЦАО. Но есть все же нечто общее. Для цен в ЗАО на обоих рынках справедлива формула, похожая на формулы (6) и (8) для ЦАО:

$$prm_k = 186,73(sqm_k)^{0,28},$$

$$k = 1, \dots, n, n = 23,$$

$$R^2 = 0,79; sqm \in [10, 240).$$

Данные по BAO и CAO, также как и для 2016 г., удовлетворяют простым регрессионным формулам с высоким  $R^2$  и хорошим p-level для коэффициентов:

для BAO

$$prm = 437,75 - 5,58(sqm) + 0,0504(sqm)^2,$$

(<0,01)                      (<0,01)                      (<0,01)

$$R^2 = 0,84; sqm \in [10, 100);$$

для CAO

$$prm = 601,41 - 9,64(sqm) + 0,13(sqm)^2 - 0,00041(sqm)^3,$$

(<0,01)                      (<0,01)                      (0,03)                      (0,07)

$$R^2 = 0,82; sqm \in [10, 160).$$

Модели регрессии на константу (4) для цен предложения на обоих рынках в январе 2024 г. применимы также для остальных восьми АО. Однако при этом все представленные в конкретном АО интервалы жилых площадей необходимо разбить на два (или три) подмножества (диапазона площадей, приведенных в таблице 3), внутри



которых рассматривается отдельная регрессия модели (4). Появление двух или трех диапазонов связано с тем, что рынки 2024 г. увеличили по сравнению с 2016 г. предложение квартир с большими площадями. И эти предложения 2024 г., в отличие от 2016 г., оказались статистически значимыми, но с другими коэффициентами регрессии, приведенными в таблице 3.

Таблица 3

**Коэффициенты регрессии на константу для АО  
в январе 2024 года**

АО	Диапазон площадей	$\hat{a}$	$\sqrt{V(\hat{a})}$
ВАО	[10, 100)	317	11,3
	[100, 140)	370	16,4
ЗАО	[10, 240)	686	32,7
САО	[10, 100)	430	15,0
	[100, 160)	601	32,0
СВАО	[20, 120)	388	8,5
	[120, 160)	506	24,4
СЗАО	[20, 120)	444	6,5
	[120, 160)	628	39,8
ЦАО	[10, 320)	1116	59,5
ЮАО	[20, 110)	436	9,5
	[110, 150)	555	21,1
ЮВАО	[10, 110)	353	9,5
ЮЗАО	[10, 90)	369	9,2
	[90, 140)	474	12,0
	[140, 200)	469	41,8

**Сравнение ситуаций 2016 и 2024 гг.** Таблица 3 по структуре похожа на таблицу 2, поэтому можно сравнивать величины цен при одинаковых интервалах площадей. Нетрудно сопоставить значения  $\hat{a}$  оценки данных 2016 и 2024 гг., чтобы понять, насколько подорожал рынок по цене предложения (тыс. руб. за один кв. м) в каждом АО. Максимальное увеличение заметно в сопоставлении оценок  $\hat{a}$ : наибольшее в ЦАО — в 4,3 раза, а наименьшее в ВАО — в 1,95 раза. При годовом уровне инфляции 10% за семь лет цены могли вырасти почти вдвое. В этом случае динамика цен в ВАО выглядит ожидаемой. А какие показатели для ВАО из общих показателей таблицы 1 бросаются в глаза? Конечно же, наименьшее количество ЖК и небольшой вклад этих ЖК в общий объем предложений на рынках недвижимости. При этом по общему объему рынка недвижимости (по данным столбца 3 таблицы 1) ВАО находится на третьем месте после ЦАО и ЮВАО.

Естественно, возникает вопрос: какие АО являются лидерами по количеству ЖК? В таблице 1 находим ответ: первым является ЦАО, вторым — ЗАО, а третьим — САО и отношение оценок  $\hat{a}$

[средних цен в модели (4)] между таблицами 3 и 2 в порядке убывания {4,3; 3,8; 2,8} соответствует той же последовательности перечисленных АО. А объемы первичных рынков по числу предложений в январе 2024 г. имеют лидеров — СЗАО, ЮАО, ЦАО, обладающих весьма близкими объемами предложений {881, 858, 799}. Поэтому можно отметить, что чем больше ЖК находится в административном округе, тем сильнее проявляется увеличение цен 2024 г. по сравнению с 2016 г.

### Обзор предложений условно дорогих квартир в г. Москве

Инфляционное подорожание — процесс постоянный для рыночной экономики. Но оно происходит не одновременно и неодинаково по всем товарам. Часто встречаются ситуации, когда тот или иной товар вопреки официальным цифрам инфляции демонстрирует высокий рост цены из-за специфических условий, складывающихся на рынке.

В данной статье, рассматривая рынки жилой недвижимости в АО г. Москвы в 2016 и 2024 гг., предлагается отнести квартиру, имеющую цену предложения одного кв. м больше одного млн руб., как условно дорогую жилую недвижимость как в 2016, так и в 2024 гг. Такой подход фиксации границы «дорого — недорого» не позволяет объяснить выбранную величину фиксации в один млн руб., зато дает возможность легко увидеть достигнутые границы предложений продавцов в разных округах одного мегаполиса.

В таблице 4 представлены результаты такого анализа в девяти округах г. Москвы. Данные в столбцах со второго по четвертый описывают ситуацию на вторичном рынке ноября 2016 г., в столбцах с пятого по девятый — ситуацию отдельно на первичном и вторичном рынках января 2024 г. Во втором и пятом столбцах приведены интервалы площадей предлагаемых квартир. В третьем, шестом и восьмом столбцах указано число квартир данного диапазона площадей, предлагаемая цена которых превышает один млн руб. за один кв. м.

Если в строках таблицы 4, в которых числа в третьем, шестом и восьмом столбцах для каждого из видов рынков отличны от нуля, то в этих строках приводится максимальная цена предложений (в тысячах рублей) в четвертом, седьмом и девятом столбцах. В случае, когда для рассматриваемых

Таблица 4

## Число предложений и максимальные цены в различных диапазонах площадей квартир в девяти округах г. Москвы

АО	Ноябрь 2016			Январь 2024				
	Площадь квартиры, кв. м	Вторичный рынок		Площадь квартиры, кв. м	Первичный рынок		Вторичный рынок	
		число предложений	макс. цена за один кв. м, тыс. руб.		число предложений	макс. цена за один кв. м, тыс. руб.	число предложений	макс. цена за один кв. м, тыс. руб.
1	2	3	4	5	6	7	8	9
ВАО	10–140	0		10–140			0	
	167		452	74	0	584		
				140–400	0		0	
ЗАО	10–240	0		10–120	34	1426	16	1242
	220	0	712	120–240	45	2304	13	1500
	240–505	0		240–743	14	2000	4	1254
САО	10–160	0		10–160	4	1224	0	
	180		802	160–552	4	1507	0	
СВАО	10–160	0		10–160	0		0	
	180		454	132		905		
				160–313	0		0	
СЗАО	10–160	0		10–160	7	1707	1	1172
	105		410	160–862	3	1150	2	1333
ЦАО	60–160	5	1561	10–160	197	3060	48	2950
	160–410	5	1573	160–320	151	3964	59	2687
				320–952	44	5011	11	2268
ЮАО	10–160	0		10–160			0	
	120		625					
	160–186	0	200	160–234	1	1100	0	
ЮВАО	10–120	0		10–120	0	687		
	120–137	0	336	120–354	0		0	
ЮЗАО	10–140	0		10–140	3	1079	0	
	140–182	0		140–200	0		0	
	80		437	200–877	2	1707	0	

мого АО не обнаружено цен предложений выше одного млн руб., в четвертом и седьмом столбцах приводится максимальная цена предложений, а во втором и пятом — диапазон площадей квартир с максимальной ценой предложения, меньше одного миллиона рублей.

Заметим, что данные в последних строках за январь 2024 г. для всех АО не являются надежными и не отражаются в графиках внутри статьи, поскольку они относятся к интервалу данных с большим количеством поддиапазонов площадей квартир, не имевших никаких предложений.

Статистических данных за 2016 г. по условно большим ценам (более одного млн руб. за один кв. м) немного, поскольку, как показано в таблице 4, в ЦАО из 163 квартир с площадью  $s_{qm} \in [60, 160]$  таких квартир было пять, и столько же их было из 13 квартир площадью  $s_{qm} \in [160, 410]$ . Максимальная цена предложения за один кв. м — около 1,6 млн руб. И это относится ко времени до реновации.

Одно из важных изменений рынка недвижимости в течение семи лет — это существенное

изменение количества продавцов условно дорогих квартир в двух административных округах — ЦАО и ЗАО. Поскольку это есть сигнал о завышенных ожиданиях продавцов. Причем не отдельных, не связанных друг с другом, жадных продавцов, а продавцов в лице ЖК, использующих своих квалифицированных аналитиков, опирающихся на информацию из банковского сектора и знающих возможности строительного бизнеса.

Если в 2016 г. только 10 «отважных» и лишь в ЦАО осмеливались предлагать гораздо более высокие цены, чем были во всех остальных АО, то в 2024 г. в эту группу включились десятки физических и юридических лиц. Их опыт подхватили, правда в меньшем размере, еще пять АО. В трех АО (ВАО, СВАО, ЮАО) в январе 2024 г. не было зарегистрировано предложений по цене выше одного миллиона рублей за один квадратный метр. Возможно, что к концу 2024 г. и представители оставшихся трех АО будут включены в этот процесс появления предложений по условно высокой цене.

Формально при годовом уровне инфляции 10% за семь лет цены могли вырасти вдвое<sup>9</sup>. И квартира, имевшая в 2016 г. цену 600 тыс. руб. за один кв. м, в 2024 г. может выйти с предложением цены 1,2 млн руб. за один кв. м. Однако механизм роста цены значительно сложнее, поскольку на рынке много игроков со своими задачами и интересами. И далеко не всем удастся сохранить темп увеличения своих доходов в темпе общей инфляции.

Из таблицы 4 следует, что самыми «быстрыми» в изменении поведения на рынке недвижимости являются Центральный и Западный округа. Если обратиться к данным таблицы 1, то видно, что по количеству ЖК эти два АО намного опережают другие округа. Однако, несмотря на преобладание в количестве ЖК, доля предлагаемых на первичный рынок квартир в Центральном и Западном округах меньше, чем в СЗАО и ЮАО. Меньше всех доли первичного рынка по сравнению с суммарным предложением в своих округах у Восточного и Юго-Западного.

А самый активный поставщик условно дорогих квартир, ЦАО, согласно таблице 1, по доле предложений через ЖК в 2024 г. опережает лишь два АО — Восточный и Юго-Западный. Заметим, что ЖК не предлагают все свои квартиры одновременно, что позволяет проводить корректировки в цене предложения в зависимости от демонстрируемых возможностей покупателей.

### Заключение

Использованная методика рассмотрения рынков недвижимости мегаполиса по отдельным административным округам с возможностью сравнений предложений на этих рынках может быть полезной при анализе ситуации для руководителей АО.

Применение введенных локальных показателей позволяет увидеть детальные отличия на рынке предложений недвижимости в различных АО в г. Москве. Эти особенности хорошо заметны на графиках, приведенных в Приложении. Становится понятно, что рынок предложений устроен неодинаково для квартир различных площадей и в разных АО.

Относительно характера изменения цен на первичном и вторичном рынках января 2024 г. можно сформулировать следующие выводы:

1. Только для квартир площадью, не превышающей примерно 80–100 кв. м, локальные средние цены за один кв. м в АО (кроме ЦАО и ЗАО) примерно одинаковы. Они неравные для разных АО, но в самом грубом приближении могут составлять 350–450 тыс. руб. (кроме ЦАО и ЗАО). Эта величина относится к общему (первичный плюс вторичный) рынку. На первичном рынке квартиры с той же площадью имеют локальную среднюю цену немного выше.

2. Для квартир площадью более 100 кв. м, если число предложений превышает 5, наблюдается устойчивое увеличение локальной средней цены предложения одного кв. м при увеличении площади. При этом величины этих изменений могут существенно зависеть от конкретного АО, а внутри округа — конкретного ЖК.

3. Следует различать рассмотренные в данной статье локальные средние цены от вводимых риелторскими центрами индексов цен. Последние имеют целью указывать движение рынка в целом и должны быть непрерывными и достаточно гладкими. На финансовом рынке подобные инструменты работают лучше в силу принципиально иной структуры рынка.

Интернет-обзоры профессиональных риелторов показывают, что они «чувствуют» эту ситуацию и поэтому различают квартиры не только по площади, но и по некоторым условным типам: апартаменты, одно-, двух- и трехкомнатные квартиры, квартиры эконом- и комфорт-класса и т. д. Это позволяет учитывать различные интересы клиентов, но затрудняет увидеть общие закономерности<sup>10</sup>.

Если продолжать анализировать рынок жилой недвижимости регулярно, то образуется некоторый однотипный набор данных и методик их обработки, который может быть использован в дальнейшем в качестве обучающего материала для искусственного интеллекта. Тогда проведение анализа будет происходить значительно быстрее и может включать больше важных параметров, внешних по отношению к рынку не-

<sup>9</sup> В России в 2014–2021 гг. среднегодовая официальная инфляция составляла 6,5%, а среднегодовая наблюдаемая населением инфляция — 14,1%. Вопрос о важности достоверной оценки инфляции в России обсуждался в [16 и 17].

<sup>10</sup> Как рассматривают ситуацию на рынке недвижимости профессиональные риелторы можно узнать, прочитав не научную, но насыщенную красивыми и поучительными примерами из реальной жизни книгу: Смирнов С.А., Высоцкая Т.В. Бетонное казино 2.0. Москва, 2024. 240 с.

движимости, но безусловно влияющих на его стоимостные характеристики. Например, информацию о текущих ставках — как кредитных для застройщиков, так и ипотечных для приобретателей квартир. Важны также и условия получения всевозможных льгот и привилегий. Предполагаем, что такой анализ мог бы продемонстрировать и новые детали различий рынков жилой недвижимости в отдельных АО г. Москвы.

### Литература

1. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика. Начальный курс. М.: Дело, 2001. 400 с.
2. Magnus J.R., Peresetsky A.A. The Price of Moscow Apartments // Прикладная эконометрика. 2010. Т. 17. № 1. С. 89–105.
3. Катышев П.К., Хакимова Ю.А. Экологические факторы и ценообразование на рынке недвижимости (на примере г. Москвы) // Прикладная эконометрика. 2012. Т. 28. № 4. С. 113–123.
4. Ожегов Е.М., Косолапов Н.А., Позолотина Ю.А. О взаимосвязи между стоимостью жилья и характеристиками близлежащих школ // Прикладная эконометрика. 2017. Т. 47. С. 28–48.
5. Сидоровых А.С. Оценка влияния транспортной доступности на цены недвижимости // Прикладная эконометрика. 2015. Т. 37. № 1. С. 43–56.
6. Звездина Н.В., Грачева С.С. Основные тенденции на первичном рынке жилой недвижимости: экономико-статистический анализ (на примере города Москвы) // Вопросы статистики. 2020. Т. 27. № 1. С. 71–84. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-1-71-84>.
7. Portnov B.A., Genkin B., Barzilay B. Investigating the Effect of Train Proximity on Apartment Prices: Haifa, Israel as a Case Study // The Journal of Real Estate Research. 2009. Vol. 31. Iss. 4. P. 371–395. doi: <https://doi.org/10.1080/10835547.2009.12091259>.
8. Капралин С.Г. Ценообразование и ценообразующие факторы на рынке недвижимости // Вестник Томского государственного университета. 2012. № 362. С. 142–145. URL: <http://vital.lib.tsu.ru/vital/access/manager/Repository/vtls:000434631>.
9. Красильников А.А., Щербакова А.А. Детерминанты цены на вторичном рынке недвижимости Санкт-Петербурга // Экономические науки. 2011. № 11(84). С. 93–99.
10. Стебунова О.И. Моделирование ценообразования на вторичном рынке жилья // Вестник ОГУ. 2012. № 13(149). С. 329–335.
11. Ключкова Е.Н., Толстикова М.А. Рынок жилой недвижимости: тенденции и перспективы // Статистика и экономика. 2019. Т. 16. № 3. С. 24–33. doi: <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2019-3-24-33>.
12. Богданова Т.К. и др. Проблемы моделирования оценки стоимости жилой недвижимости // Бизнес-информатика. 2020. Т. 14. № 3. С. 7–23. doi: <https://doi.org/10.17323/2587-814X.2020.3.7.23>.
13. Звездина Н.В., Сараев А.В. Анализ и моделирование влияния макроэкономических факторов на ввод в эксплуатацию жилой недвижимости в России // Вопросы статистики. 2023. Т. 30. № 1. С. 27–41. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2023-30-1-27-41>.
14. Петрова П.М. Анализ стратегических тенденций факторов, влияющих на рынок недвижимости Москвы // Экономическое возрождение России. 2023. № 2(76). С. 147–161. doi: [https://doi.org/10.37930/1990-9780-2023-2\(76\)-147-161](https://doi.org/10.37930/1990-9780-2023-2(76)-147-161).
15. Ахметов А. и др. Об оценке потенциального спроса на ипотеку. Аналитическая записка. М.: ЦБРФ, 2021. 11 с.
16. Гуров И.Н. Инфляция в России: различия между официальными данными и оценками населения // Вопросы статистики. 2022. Т. 29. № 3. С. 100–111. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-3-100-111>.
17. Бурцева Т.А. и др. Достоверная оценка инфляции как объективная необходимость // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 6. С. 18–29. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-6-18-29>.
18. Бессонов В.А. Две проблемы российской статистики: взгляд пользователя // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 4. С. 5–22. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-5-22>.
19. Радермахер В.Дж. Статистика и управление: размышления о будущем официальной статистики в цифровом и глобализованном обществе // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 4. С. 23–44. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-23-44>.
20. Дрожкин Д.А. Анализ тенденций рынка недвижимости г. Москвы в условиях реализации Программы реновации // Вестник Евразийской науки. 2023. Т. 15. № s2. URL: <https://esj.today/PDF/43FAVN223.pdf>.
21. Катышев П.К., Магнус Я.Р., Пересецкий А.А. Сборник задач к начальному курсу эконометрики. М.: Дело, 2002. 208 с.

### Информация об авторах

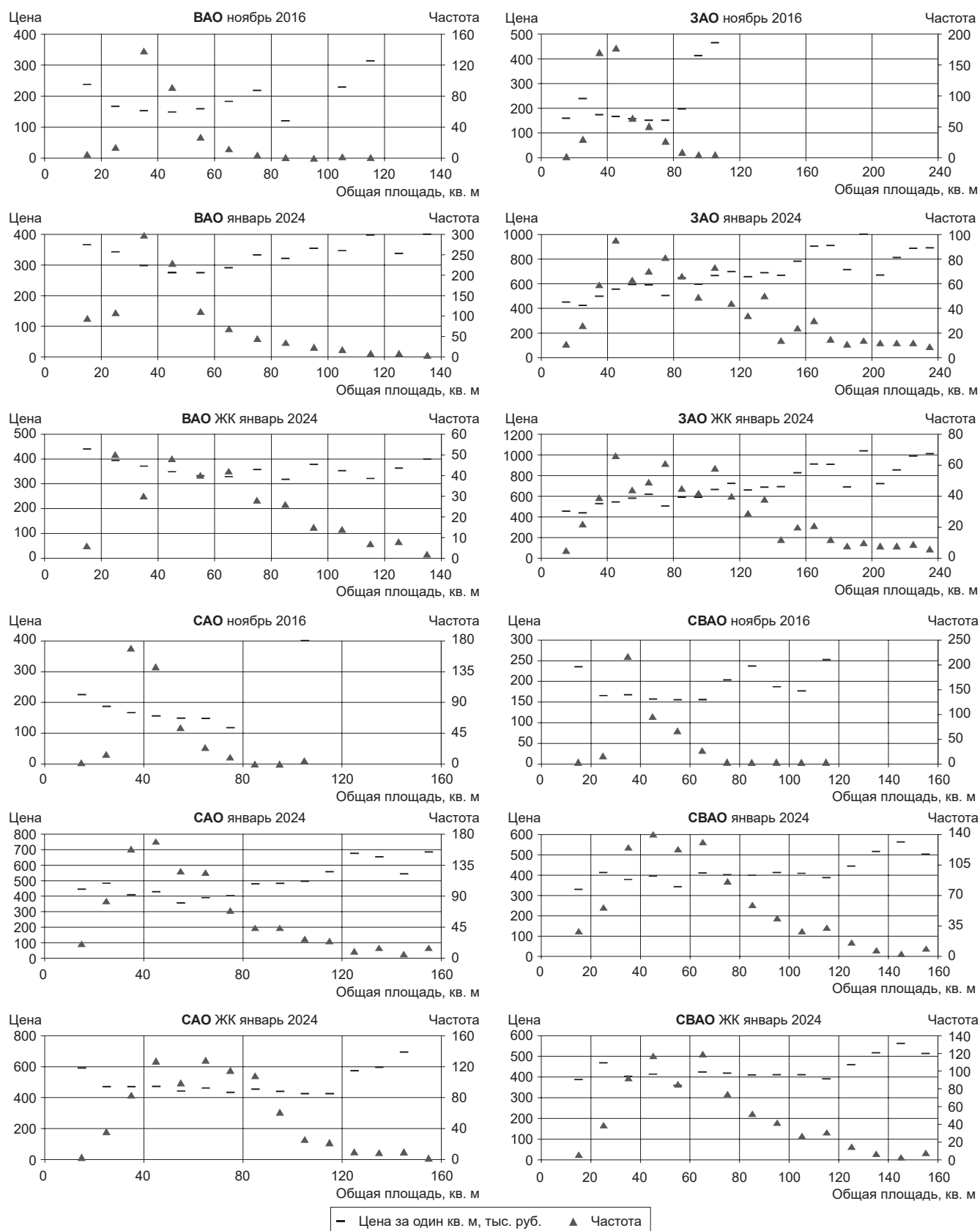
*Четвериков Виктор Михайлович* — д-р физ.-мат. наук, профессор департамента прикладной математики, Московский институт электроники и математики имени А.Н. Тихонова (МИЭМ НИУ ВШЭ), Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 123458, г. Москва, ул. Таллинская, д. 34. E-mail: [chet\\_vic@mail.ru](mailto:chet_vic@mail.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3592-4441>.

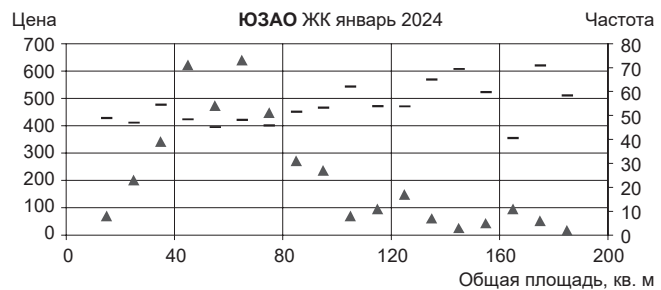
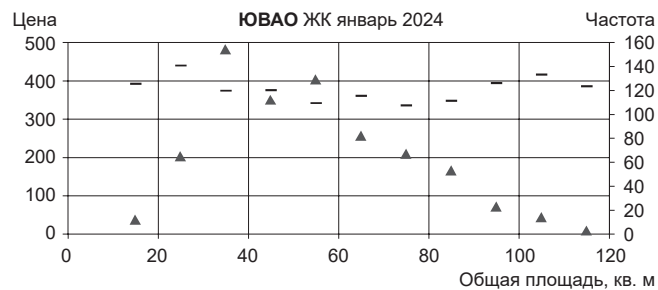
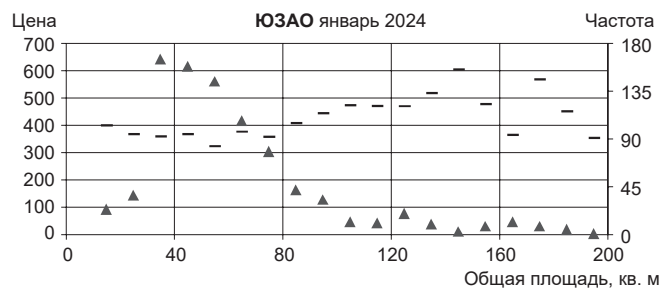
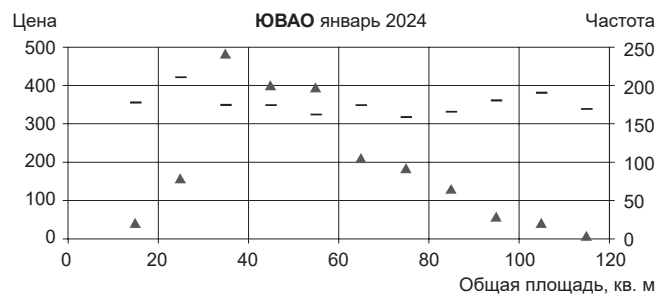
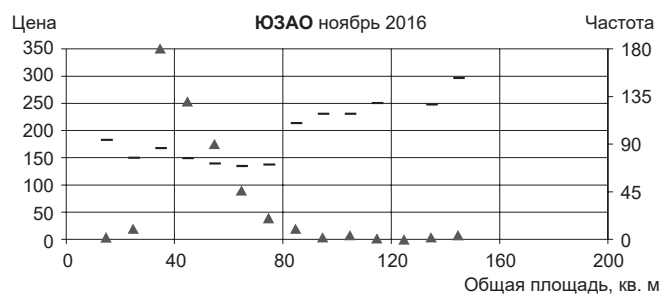
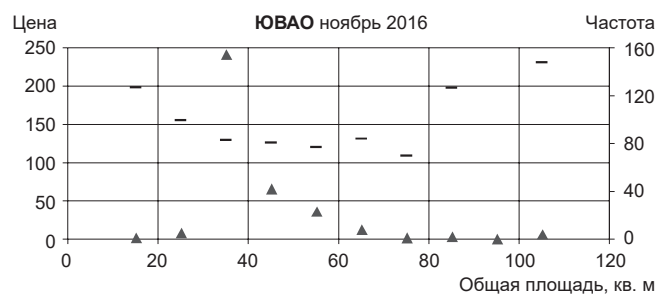
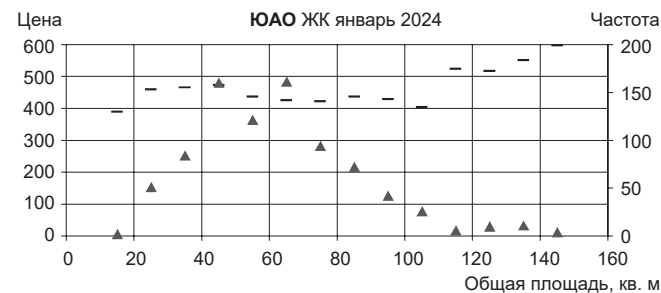
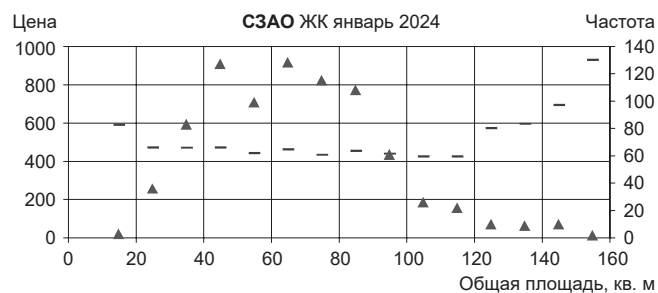
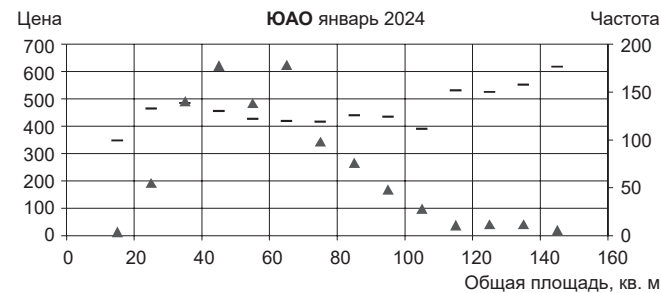
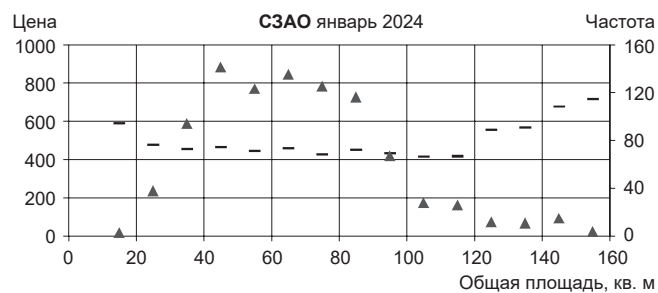
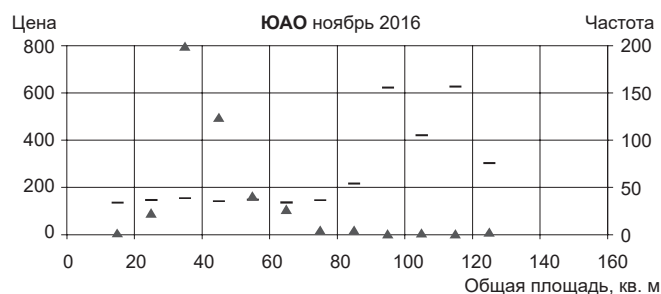
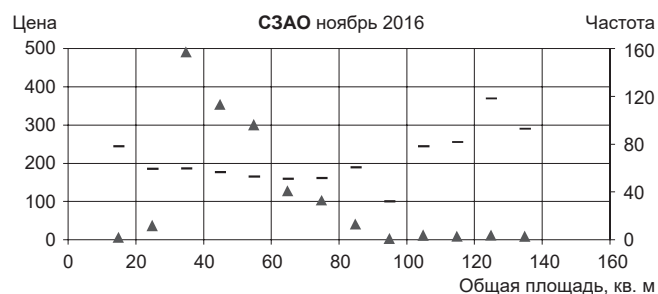
*Чурбанов Роман Рамисович* — аспирант второго года обучения, Московский институт электроники и математики имени А.Н. Тихонова (МИЭМ НИУ ВШЭ), Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 123458, г. Москва, ул. Таллинская, д. 34. E-mail: [romachr@mail.ru](mailto:romachr@mail.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9069-9924>.



### Локальная средняя цена за один кв. м квартиры и число предложений квартир (частота) в восьми АО г. Москвы

(в каждом АО верхний график — вторичный рынок в ноябре 2016 г.; средний — первичный и вторичный рынки вместе в январе 2024 г.; нижний — первичный рынок ЖК в январе 2024 г., где продавцами выступали ЖК; по горизонтальной оси — общая площадь квартиры, кв. м; все данные относятся к соответствующему интервалу площади квартиры)





— Цена за один кв. м, тыс. руб.    ▲ Частота

## References

1. **Magnus Ya.R., Katyshev P.K., Peresetsky A.A.** *Econometrics. Basic Course*. Moscow: Delo Publ.; 2001. 400 p. (In Russ.)
2. **Magnus J.R., Peresetsky A.A.** The Price of Moscow Apartments. *Applied Econometrics*. 2010;17(1):89–105.
3. **Katyshev P.K., Khakimova Yu.A.** Ecological Factors and the Price of Moscow Apartments. *Applied Econometrics*. 2012;28(4):113–123. (In Russ.)
4. **Ozhegov E.M., Kosolapov N.A., Pozolotina Yu.A.** On Dependence Between Housing Value and School Characteristics. *Applied Econometrics*. 2017;47:28–48. (In Russ.)
5. **Sidorovykh A.S.** Estimation of Effects of Transport Accessibility on Housing Prices. *Applied Econometrics*. 2015;37(1):43–56. (In Russ.)
6. **Zvezdina N.V., Gracheva S.S.** Major Trends in the Primary Residential Real Estate Market: Economic and Statistical Analysis (Case Study: The City of Moscow). *Voprosy Statistiki*. 2020;27(1):71–84. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-1-71-84>.
7. **Portnov B.A., Genkin B., Barzilay B.** Investigating the Effect of Train Proximity on Apartment Prices: Haifa, Israel as a Case Study. *Journal of Real Estate Research*. 2009;31(4):371–395. Available from: <https://doi.org/10.1080/10835547.2009.12091259>.
8. **Kapralin S.G.** Pricing and Price-Forming Factors in the Real Estate Market. *Tomsk State University Journal*. 2012;362:142–145. (In Russ.) Available from: <http://vital.lib.tsu.ru/vital/access/manager/Repository/vtls:000434631>.
9. **Krasilnikov A.A., Shcherbakova A.A.** Price Factors on House Market of Saint-Petersburg. *Economic Sciences*. 2011;11(84):93–99. (In Russ.)
10. **Stebunova O.I.** Modeling of Pricing in Secondary Housing Market. *Vestnik of Orenburg State University*. 2012;13(149):329–335. (In Russ.)
11. **Klochova E.N., Tolstyakova M.A.** Market of the Residential Real Estate: Trends and Prospects. *Statistics and Economics*. 2019;16(3):24–33. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2019-3-24-33>.
12. **Bogdanova T.K.** et al. Problems of Modeling the Valuation of Residential Properties. *Business Informatics*. 2020;14(3):7–23. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/2587-814X.2020.3.7.23>.
13. **Zvezdina N.V., Saraev A.V.** Analysis and Modeling of the Impact of Macroeconomic Factors on the Commissioning of Residential Real Estate in Russia. *Voprosy Statistiki*. 2023;30(1):27–41. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2023-30-1-27-41>.
14. **Petrova P.M.** Analysis of Strategic Trends of Factors Influencing the Moscow Real Estate Market. *Economic Revival of Russia*. 2023;2(76):147–161. (In Russ.) Available from: [https://doi.org/10.37930/1990-9780-2023-2\(76\)-147-161](https://doi.org/10.37930/1990-9780-2023-2(76)-147-161).
15. **Akhmetov A.** et al. *On Assessing the Potential Demand for Mortgages. Analytical Note*. Moscow: Central Bank of the Russian Federation; 2021. 11 p. (In Russ.)
16. **Gurov I.N.** Inflation in Russia: Differences Between Official Data and Population's Perception. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(3):100–111. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-3-100-111>.
17. **Burtseva T.A.** et al. Reliable Assessment of Inflation as an Objective Necessity. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(6):18–29. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-6-18-29>.
18. **Bessonov V.A.** The Two Problems of Russian Statistics: User's Perspective. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(4):5–22. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-5-22>.
19. **Radermacher W.J.** Governing-by-the-Numbers / Statistical Governance: Reflections on the Future of Official Statistics in a Digital and Globalised Society. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(4):23–44. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-23-44>.
20. **Dorozhkin D.A.** Analysis of Trends in the Real Estate Market in Moscow in the Context of the Implementation of the Renovation Program. *The Eurasian Scientific Journal*. 2023;15(s2):Article 43FAVN223. (In Russ.) Available from: <https://esj.today/PDF/43FAVN223.pdf>.
21. **Katyshev P.K., Magnus Ya.R., Peresetsky A.A.** *Collection of Problems for the Initial Course of Econometrics*. Moscow: Delo Publ.; 2002. 208 p. (In Russ.)

## About the authors

**Victor M. Chetverikov** – Dr. Sci. (Phys.-Math.), Professor, School of Applied Mathematics, HSE Tikhonov Moscow Institute of Electronics and Mathematics (MIEM HSE), National Research University Higher School of Economics (HSE University). 34, Tallinskaya Str., Moscow, 123458, Russia. E-mail: chet\_vic@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3592-4441>.

**Roman R. Churbanov** – Second-Year Postgraduate Student, School of Applied Mathematics, HSE Tikhonov Moscow Institute of Electronics and Mathematics (MIEM HSE), National Research University Higher School of Economics (HSE University). 34, Tallinskaya Str., Moscow, 123458, Russia. E-mail: romachr@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9069-9924>.

### Современные демографические и экономические процессы в России: статистический анализ взаимосвязи

Михаил Александрович Клупт

Санкт-Петербургский государственный экономический университет (СПбГЭУ), г. Санкт-Петербург, Россия

*Статья посвящена анализу взаимосвязи демографических и экономических процессов в современной России.*

*На основе индексного анализа сделан вывод о том, что снижение численности населения Российской Федерации в трудоспособном возрасте в 2006–2018 гг. при прочих равных условиях уменьшило бы темп прироста ВВП страны почти на треть, если бы негативное влияние этого фактора полностью не компенсировалось повышением уровня занятости трудоспособного населения в этот период. Показано, что при элиминировании влияния ситуации на рынке труда рост рождаемости в 2007–2015 гг. приводил бы к снижению численности занятых в российской экономике на 1,2% (из-за снижения доли женщин в составе рабочей силы), а ее уменьшение после 2015 г. — к росту этой численности на 0,4%. На основе этой оценки автором сделан вывод о том, что уровень рождаемости может в краткосрочной перспективе оказывать значимое влияние на занятость населения лишь в тех видах экономической деятельности, в которых подавляющее большинство работников составляют женщины репродуктивного возраста.*

*Выдвинуто предположение о том, что накопление социально-психологических предпосылок снижения рождаемости привело демографические системы как в странах Запада, так и в России в состояние неустойчивого равновесия. Мировой финансово-экономический кризис 2008–2009 гг. и валютный кризис 2014–2015 гг. в России нарушили это равновесие и запустили механизм снижения рождаемости. Аргументирован вывод о том, что в рассматриваемый период российская экономика адаптировалась к турбулентности внешней среды успешней, чем демографическая сфера.*

**Ключевые слова:** экономическая демография, население, занятость, рождаемость, кризис, механизмы адаптации, экономический рост.

JEL: E24, J11, J13, J21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-57-67>.

*Для цитирования:* Клупт М.А. Современные демографические и экономические процессы в России: статистический анализ взаимосвязи. Вопросы статистики. 2024;31(5):57–67.

### Contemporary Demographic and Economic Processes in Russia: A Statistical Analysis of Their Interaction

Mikhail A. Klupt

Saint Petersburg State University of Economics (UNECON), Saint Petersburg, Russia

*The article analyses the relationships between economic and demographic processes in contemporary Russia.*

*Using index analysis, the author concluded that, in 2006–2018, a decline in the working-age population would have reduced, ceteris paribus, almost one-third of the GDP growth rate if the negative impact of this factor had not been fully compensated by an increase in the employment rate of the working-age population during this period. Growth of fertility in 2007–2015 would have led, if the influence of the situation on the labor market was eliminated, to a decrease in the number of employees by 1.2% (caused by the decline in female labor force participation rate), while fertility decrease after 2015 would have led to an increase in this number by 0.4%. Based on this estimation, it was concluded that the changes in fertility can, in the short term, have any significant impact on employment only in those types of economic activity in which the women of reproductive age make up the overwhelming majority of the employees.*

*It has been suggested that the accumulation of socio-psychological prerequisites for a decline in fertility has led the demographic system, both in Western countries and in Russia, into a state of unstable equilibrium. The global financial crises of 2008–2009 and the 2014–2015 financial crisis in Russia upset this equilibrium and launched a mechanism for fertility decline. It is argued that in the period under consideration, the Russian economy adapted to the turbulence of the external environment more successfully than the demographic sphere.*

**Keywords:** economic demography, population, employment, fertility, crisis, mechanisms of adaptation, economic growth.

JEL: E24, J11, J13, J21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-57-67>.

*For citation:* Klupt M.A. Contemporary Demographic and Economic Processes in Russia: A Statistical Analysis of Their Interaction. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):57–67. (In Russ.)



## Введение

В ходе развития российского общества экономическое и демографическое воспроизводство постоянно обмениваются ресурсами, заимствуя их друг у друга. Проблемы, возникающие при этом обмене, широко обсуждаются, но преимущественно на качественном уровне, а недостаточное внимание к количественным оценкам приводит к тому, что реальные масштабы противоречий нередко характеризуются чисто умозрительно и под сильным влиянием ценностных предпочтений.

Например, недостаточные темпы экономического роста и дефицит кадров часто объясняют воздействием демографического фактора, однако вопрос о его месте среди других причин, влияющих на замедление экономического роста, остается открытым. Полярно противоположные позиции встречаются и в ходе обсуждения проблем занятости женщин репродуктивного возраста: если у одних участников дискуссии вызывает беспокойство чрезмерное увлечение женщин профессиональной карьерой в ущерб деторождению, то других тревожит недостаточное использование женского трудового потенциала. Аргументы в пользу обеих позиций опираются преимущественно на субъективные представления, тогда как количественных оценок реального соотношения явно не хватает.

Настоящее исследование является попыткой в некоторой степени восполнить этот пробел и преследует три цели. Во-первых, представить количественную характеристику масштаба экономико-демографических проблем, актуальных для современной России. Во-вторых, артикулировать предположения, на которые в силу тесного переплетения экономических и демографических факторов неизбежно опирается такая характеристика. В-третьих, рассмотреть ряд механизмов, более или менее успешно обеспечивающих адаптацию экономического и демографического воспроизводства друг к другу и окружающей их турбулентной внешней среде. Эмпирической основой анализа являются данные Росстата, размещенные на его официальном веб-сайте и характеризующие социально-экономическое и демографическое развитие России с конца XX в. по настоящее время.

## Влияние динамики численности населения на экономический рост

С. Кузнец в свое время полагал, что ответом на вопрос о влиянии демографической динамики на экономический рост «неизбежно будут лишь умозрительные суждения, основанные на всестороннем применении неполных знаний» [1, с. 122–123]. Скепсис нобелевского лауреата не препятствовал, однако, разработке моделей для количественной оценки вклада демографических процессов в экономический рост. Одни из таких моделей, например основанные на производственных функциях [2 и 3], были компактными; другие, активно создаваемые в 1970–1980-е годы, использовали методы компьютерной имитации и включали десятки переменных, порождая подозрения, что они «прячут больше, чем обнаруживают» [4, р. 242]. На основе многолетних исследований в данной области можно сделать по крайней мере три методологических вывода.

Во-первых, переход от «умозрительных суждений», о которых писал С. Кузнец, к количественным оценкам требует редукции понятий. В данном разделе статьи, в частности, понятие «экономический рост» намеренно сужено до роста ВВП, а население в трудоспособном возрасте рассматривается лишь в аспекте его численности. Разумеется, ценой подобной редукции оказывается сужение области обоснованных интерпретаций, практически неизбежное при адаптации теоретических понятий к потребностям статистического анализа.

Во-вторых, увеличение числа переменных, включаемых в модель, само по себе еще не гарантирует прогресс в решении научных и практических задач. Ввиду этого в оценках влияния динамики численности населения на рост ВВП далее используются модели, содержащие небольшое число переменных.

В-третьих, в силу динамичности и региональной вариативности экономико-демографических взаимосвязей их количественные оценки, как правило, достаточно надежны лишь в определенных временных и пространственных границах. Это обстоятельство требует страновой привязки таких оценок и периодизации временных рядов.

Одним из методов, позволяющих проследить прохождение начального импульса — изменения численности населения в трудоспособном возрасте — через цепочку переменных, усиливаю-

щих или, напротив, нейтрализующих его влияние на динамику ВВП, является индексный анализ. Для такого анализа далее использовалась мультипликативная модель

$$GDP = P \times ER \times W, \quad (1)$$

где GDP — темп роста физического объема ВВП; P — темп роста численности населения в трудоспособном возрасте; ER — темп роста уровня занятости населения в трудоспособном возрасте; W — темп роста производительности труда, определяемого как отношение темпа роста физического объема ВВП к темпу роста численности занятых в трудоспособном возрасте.

Результаты анализа на основе данной модели (см. таблицу 1) показывают, что в 1999–2005 гг., в период одновременного роста ВВП (на 6,7%

в среднем за год) и численности населения в трудоспособном возрасте (соответственно, на 0,9%), увеличение последнего показателя обеспечивало примерно 13,4% ( $100 \times 0,9 : 6,7$ ) среднегодового темпа прироста ВВП. В 2006–2018 гг. снижение численности населения в трудоспособном возрасте уменьшало темп прироста ВВП в среднем на 0,7 процентного пункта (п. п.) в год. При прочих равных условиях это приводило бы к потере почти трети темпа прироста ВВП, однако благодаря росту уровня занятости негативное влияние снижения численности населения в трудоспособном возрасте на ВВП полностью компенсировалось. В 2019 г. повышение пенсионного возраста приостановило снижение численности населения в трудоспособном возрасте, однако влияние этого фактора на темп прироста ВВП было очень невелико, добавляя к нему лишь 0,1 п. п.

Таблица 1

Среднегодовые темпы динамики\* ВВП и ее факторов в 1993–2023 годах,  
в процентах к предыдущему году\*\*

Период	ВВП	Численность населения в трудоспособном возрасте	Уровень занятости населения в трудоспособном возрасте	ВВП в расчете на одного занятого в трудоспособном возрасте
1993–1998	95,0	100,5	96,7	94,6
1999–2005	106,7	100,9	101,2	104,5
2006–2018	102,2	99,3	101,2	101,7
2019–2023	101,5	100,1	100,4	101,0

\* Средний геометрический темп динамики.

\*\* В качестве базовых приняты значения годов, предшествовавших началу периодов.

Источник: данные Росстата [URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>; Социально-экономические показатели Российской Федерации в 1991–2022 гг. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13396>; Итоги обследования рабочей силы. 2023 год. URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13265>; <https://rg.ru/2023/06/29/rabochaia-idea.html> (дата обращения 23.08.2024)].

Таким образом, на протяжении рассматриваемого периода динамика численности населения в трудоспособном возрасте оказывала разнонаправленное и в целом весьма умеренное по силе влияние на динамику ВВП, которое хотя и было слабее воздействия каждого из таких факторов, как производительность труда и уровень занятости, но не являлось пренебрежимо малым.

### Адаптация экономики к изменениям численности населения в трудоспособном возрасте

Изменение уровня занятости трудоспособного населения, представляя собой один из факторов динамики ВВП, в то же время является составной частью механизма адаптации экономики к демографическому развитию. На протяжении рассма-

триваемого периода этот механизм функционировал в двух принципиально различных режимах (см. рис. 1).

Рост населения в трудоспособном возрасте за период с конца 1991 г. по конец 1998 г. на 2,3 млн человек усугубил разрыв между растущим по демографическим причинам предложением рабочей силы и сжимающимся из-за длительного экономического спада спросом на нее. Относительно медленное снижение уровня занятости в этот период, наряду с уменьшением реальной заработной платы и расширением масштабов вынужденной неполной занятости, было составным звеном адаптационного механизма, тормозившего рост открытой безработицы и трансформирующего ее в скрытую. В то время как ВВП (в постоянных ценах 2008 г.) снизился с 1992 по 1998 г. на 29,2%, а реальная заработная плата сократилась более

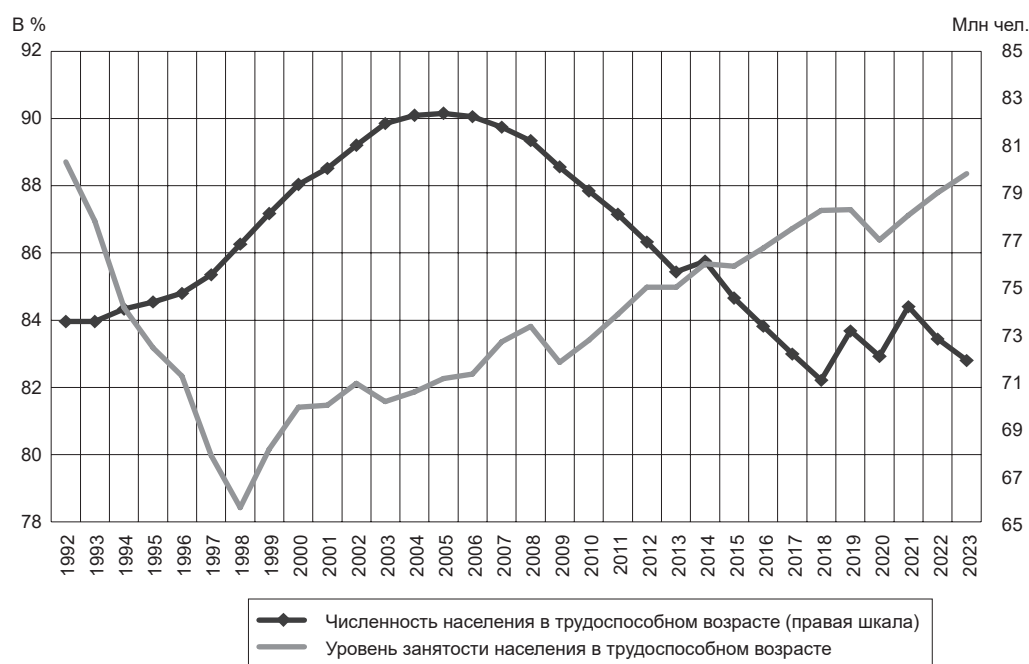


Рис. 1. Численность населения в трудоспособном возрасте и уровень его занятости в 1992–2023 годах

Источник: данные Росстата [Социально-экономические показатели Российской Федерации в 1991–2022 гг.; Итоги обследования рабочей силы. 2023 год (дата обращения 23.08.2024)].

чем вдвое (на 56,7%), уровень занятости населения в трудоспособном возрасте сократился лишь на 18,3%.

С 2006 г. численность населения в трудоспособном возрасте начала уменьшаться и механизм адаптации экономики к демографическим изменениям стал действовать в принципиально ином режиме. В условиях экономического роста уровень занятости населения в трудоспособном возрасте в 2006–2018 гг. ежегодно увеличивался в среднем на 1,2%, что не только компенсировало сокращение численности населения в трудоспособном возрасте в этот период (в среднем на 0,7% ежегодно), но и обеспечило прирост численности занятых. В следующий период (2019–2023 гг.) данный механизм продолжал действовать с той, однако, разницей, что наряду с саморегулированием рынка труда включал и административно-правовое регулирование — повышение пенсионного возраста.

Другим механизмом, компенсирующим нехватку рабочей силы, стала международная миграция. Оценка ее динамики из-за весьма приблизительных данных о нелегальных миграционных потоках крайне затруднительна и выходит за рамки данной статьи. Отметим лишь, что при всей остроте проблем, порожденных международной миграцией, численность трудовых мигрантов, включая тех, кто работает или пребывает

в России без должных правовых оснований, вряд ли превышает 10–15% от общей численности занятых.

Адаптация экономики к уменьшающейся численности населения в трудоспособном возрасте происходила и за счет более быстрого по сравнению с другими возрастными группами роста занятости лиц старших возрастов. Свой вклад в этот процесс, разумеется, внесло повышение пенсионного возраста, начавшееся в 2019 г. Следует, однако, отметить, что опережающий рост уровня занятости в старших возрастных группах наблюдался и до 2019 г. (см. таблицу 2).

В научной литературе [5] справедливо отмечается, что возможности дальнейшего повышения уровня занятости населения в настоящее время уже во многом исчерпаны. Тем не менее происходившие на протяжении трех последних десятилетий изменения этого показателя стали одним из примеров способности российской экономики адаптироваться к новым вызовам. Вначале, в период экономических потрясений 1990-х годов, относительно медленное по сравнению с другими макроэкономическими показателями снижение уровня занятости тормозило рост безработицы, пусть и ценой ее перевода в скрытую форму. Затем, со второй половины 2000-х годов, рост уровня занятости не только полностью компенсировал снижение численности населе-

Таблица 2

**Динамика уровня занятости в некоторых половозрастных группах населения России в 2000–2023 годах, в процентах**

Группы по полу и возрасту (лет)	Уровень занятости			Разность уровней занятости на начало и конец периода, в п. п.	
	2000	2018	2023	2000–2018	2018–2023
<b>Мужчины:</b>					
25–29	81,7	89,7	92,3	8,0	2,6
30–34	83,9	92,7	94,1	8,8	1,4
50–54	82,9	87,1	91,4	4,2	4,3
55–59	65,4	77,6	85,5	12,2	7,9
60–69*	16,0	29,2	38,5	13,2	9,3
<b>Женщины:</b>					
25–29	72,4	75,0	79,9	2,6	4,9
30–34	77,0	80,8	82,5	3,8	1,7
50–54	74,9	83,7	88,9	8,8	5,2
55–59	33,9	53,6	70,5	19,7	16,9
60–69*	11,3	19,4	21,1	8,1	1,7

\* В 2000 г. 60 лет и старше.

**Источник:** данные Росстата [Итоги выборочного обследования рабочей силы. URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13265> (дата обращения 23.08.2024)] и расчеты автора.

ния в трудоспособном возрасте, но и обеспечил увеличение численности занятых. Подобное развитие событий значительно снизило масштабы неявной дискриминации работников старших возрастов. Кроме того, оно позволило компенсировать снижение уровня занятости женщин в возрасте 25–34 лет, происходившее в период роста рождаемости в 2007–2015 гг., за счет увеличения уровня занятости других возрастных групп.

### Динамика рождаемости и занятость

Проводимые в России меры демографической политики в области рождаемости, такие как материнский капитал, представляют собой передачу экономических ресурсов в демографическую сферу. После того как дети вырастут, достигнут трудоспособного возраста и включатся в трудовую деятельность, демографическая сфера вернет этот ресурс экономике.

Анализ динамики рождаемости в России в период с 2006 по 2023 г. позволяет получить некоторые количественные оценки данных про-

цессов. В период с 2007 по 2015 г., во многом под влиянием мер демографической политики<sup>1</sup>, происходили одновременно рост возрастных коэффициентов рождаемости (число родившихся живыми на 1000 женщин соответствующего возраста) и снижение уровня занятости женщин в возрасте 25–34 лет. Начиная с 2016 г. ситуация начала меняться в обратном направлении – возрастные коэффициенты рождаемости снижались, а уровень занятости женщин увеличивался (см. таблицу 3).

Таблица 3

**Динамика уровня занятости и возрастных коэффициентов рождаемости в отдельных возрастных группах женщин в 2006–2023 годах**

	2006	2009	2012	2015	2023
<b>25–29 лет</b>					
Уровень занятости, в процентах	76,4	72,8	76,5	75,0	79,9
Возрастной коэффициент рождаемости	78,4	95,9	106,6	112,6	90,1*
<b>30–34 года</b>					
Уровень занятости, в процентах	81,3	78,2	80,9	78,4	82,5
Возрастной коэффициент рождаемости	46,6	63,6	74,3	84,0	65,4*

\* 2022 г.

**Источник:** данные Росстата [Итоги выборочного обследования рабочей силы; Демографический ежегодник России. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13207> (дата обращения 23.08.2024)].

Сравнение уровней занятости мужчин и женщин в разрезе возрастных групп характеризует влияние динамики рождаемости на занятость женщин, очищенное от изменений соотношения спроса и предложения на рынке труда. Такое сопоставление показывает, что рост рождаемости под влиянием мер демографической политики, реализуемых с 2007 г., привел к значительному увеличению разрыва в уровнях занятости мужчин и женщин в возрастных группах 25–29 лет и 30–34 года (см. рис. 2).

Достигнув своего максимума (14,8 п. п. в группе 25–29 лет и 12,6 п. п. в группе 30–34 года) на пике рождаемости в 2015 г., этот разрыв затем начал сокращаться по мере ее снижения.

<sup>1</sup> Вопрос о влиянии демографической политики на рождаемость в России является предметом многолетней дискуссии, в ходе которой обозначились две позиции, зафиксированные в значительном числе публикаций. Согласно первой [6, 7 и др. работы], влияние демографической политики на рождаемость практически полностью сводится к сдвигу в календаре рождений. Согласно второй [8, 9 и др. работы], разделяемой и автором, введение мер демографической политики в начале 1980-х годов и в 2006 г. оказало на рождаемость повышающее воздействие, а спады рождаемости в 1990-е годы и после 2015 г. были во многом обусловлены геополитическими и экономическими факторами.



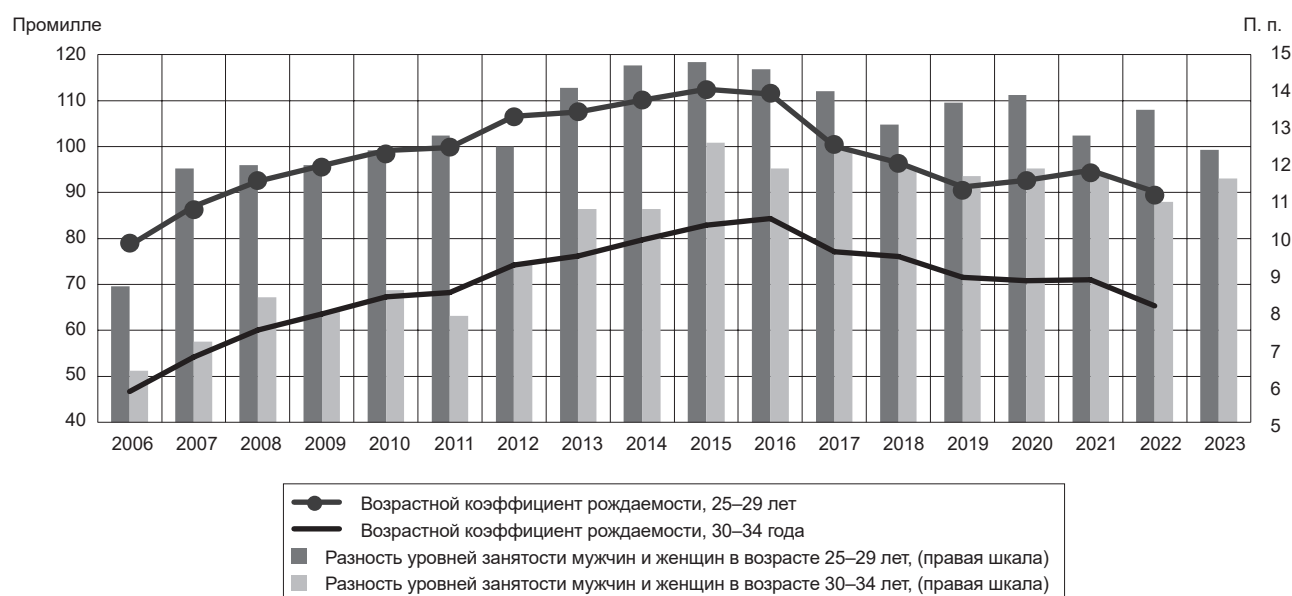


Рис. 2. Возрастные коэффициенты рождаемости и разность уровней занятости мужчин и женщин в возрастных группах 25–29 лет и 30–34 года в 2006–2023 годах

Источник: данные Росстата [Социально-экономические показатели Российской Федерации в 1991–2022 гг.; Итоги обследования рабочей силы. 2023 год (дата обращения 23.08.2024)].

В группе женщин в возрасте 20–24 лет эта зависимость не наблюдалась по причинам, требующим отдельного анализа; одновременно снижались и уровни занятости, и возрастные коэффициенты рождаемости. В группе 35–39 лет уровень занятости женщин в 2023 г. был выше, чем в 2015 г., однако темп роста этого показателя оказался ниже, чем у мужчин того же возраста, что позволяет предположить, что рост уровня занятости в группе женщин 35–39 лет был обусловлен улучшением конъюнктуры рынка труда, а не снижением возрастных коэффициентов рождаемости.

Оценить влияние повышения рождаемости в возрастных группах женщин 25–29 и 30–34 лет на численность занятых женщин в этих группах можно, предположив, что при отсутствии такого влияния темпы динамики численности занятых мужчин и женщин в соответствующих возрастных группах определялись бы исключительно конъюнктурой рынка труда и были одинаковыми. В этом случае изменение  $\Delta E$  численности занятых женщин в возрасте 25–34 лет в 2006–2015 гг. под влиянием повышения рождаемости составит

$$\Delta E = E_{25-29, 2015} - E_{25-29, 2006} \times T_{m 25-29, 2015/2006} + E_{30-34, 2015} - E_{30-34, 2006} \times T_{m 30-34, 2015/2006} \quad (2)$$

где  $E_{25-29, 2006}$ ,  $E_{25-29, 2015}$ ,  $E_{30-34, 2006}$ ,  $E_{30-34, 2015}$  — соответственно, численность занятых женщин в возрастных группах 25–29 лет и 30–34 года в 2006 и 2015 гг.;

$T_{m 25-29, 2015/2006}$ ,  $T_{m 30-34, 2015/2006}$  — соответственно, темпы динамики численности занятых мужчин (2015 г. к 2006 г.) в возрастных группах 25–29 лет и 30–34 года.

Проведенные по формуле (2) расчеты показывают, что при постоянстве влияния других факторов повышение рождаемости в период с 2006 по 2015 г. привело бы к снижению численности занятых женщин в возрасте 25–34 лет на 884,3 тыс., то есть на 1,2% общей численности занятых в 2015 г. При этом следует добавить, что «потери» в уровне занятости женщин в возрасте 25–34 лет, связанные с их нахождением в отпуске по беременности и родам, были, как это показано в предыдущем разделе статьи, с избытком компенсированы благодаря росту уровней занятости в большинстве остальных половозрастных групп.

Используя подход, рассмотренный выше, также при условии постоянства прочих факторов, можно определить влияние снижения рождаемости в 2015–2023 гг. на изменение численности занятых женщин в возрасте 25–34 лет. Расчет показывает, что при названных предположениях снижение рождаемости увеличило бы численность занятых женщин в возрасте 25–34 лет на 264,9 тыс. человек, или на 0,4% от общей численности занятых в 2023 г.

Проведенные расчеты свидетельствуют об асимметрии в обменах между экономической и демографической сферами. Она во многом

обусловлена тем, что доля рождений, приходящихся на женщин в возрасте 25–34 лет, значительно превышает долю этой половозрастной группы в общей численности занятых. Ввиду этого для экономики в целом изменения численности занятых под влиянием динамики рождаемости не имели принципиального значения. Кроме того, снижение численности занятых женщин репродуктивного возраста компенсировалось увеличением уровня занятости в других половозрастных группах.

Для демографической сферы, напротив, повышение суммарного коэффициента рождаемости с 1,31 в 2006 г. до 1,78 в 2015 г. означало переход от крайне низкого к более высокому уровню рождаемости, также неблагоприятному, но все же обеспечивающему в длительной перспективе замещение родительского поколения поколением детей на 85%<sup>2</sup>. Столь же значимым, но уже в негативном плане, оказалось и снижение рождаемости после 2015 г., в результате которого уровень замещения родительского поколения поколением детей сократился к 2023 г. до 67%.

В практическом аспекте это означает, что рассматривать повышение уровня занятости женщин, имеющих несовершеннолетних детей, в качестве резерва для преодоления кадрового дефицита нецелесообразно. Анализ динамики возрастных коэффициентов рождаемости и уровня занятости женщин в возрасте 25–34 лет за период 2006–2023 гг. свидетельствует о том, что между этими показателями существует обратная зависимость. Прогноз того, как повлияет изменение рождаемости на численность занятых в краткосрочной и среднесрочной перспективах представляет собой отдельную задачу, выходящую за пределы настоящего исследования. Тем не менее ретроспективный анализ, проведенный выше, показывает, что это воздействие в целом для экономики вряд ли может быть значительным и способно оказать сколько-нибудь существенное влияние лишь на те виды экономической деятельности, в которых женщины составляют подавляющее большинство работников. Нельзя также исключить и того, что «демографической ценой» дальнейшего повышения уровня занято-

сти женщин репродуктивного возраста станет еще большее снижение рождаемости.

В долгосрочном плане суженное демографическое воспроизводство, разумеется, негативно влияет на воспроизводство трудовых ресурсов. Однако главные причины сегодняшнего дефицита кадров лежат вне демографической сферы. К ним в первую очередь относятся недостаточные темпы роста производительности труда и профессионально-квалификационные дисбалансы.

### Экономические кризисы и снижение рождаемости

Происходящие время от времени кризисы в экономике приводят к пересмотру сложившейся ранее картины мира и стимулируют поиски ответа на вопрос о том, как избежать повторения их разрушительных последствий. Неудивительно, что урокам экономических кризисов посвящено огромное число публикаций — как собственно научных, так и ориентированных на практиков. В отличие от этого работы, в которых анализируется информация о кризисах в целях более глубокого понимания того, как функционирует российский рынок труда, не столь многочисленны [10–12], а сопоставительному анализу влияния кризисов на рынок труда и рождаемость и вовсе не уделяется внимания. Между тем такой анализ представляет немалый интерес, поскольку позволяет лучше понять механизмы влияния экономических и неэкономических факторов на репродуктивное поведение населения.

Начиная с 2000-х годов для динамики уровня занятости населения и реальной заработной платы был характерен плавный рост, прерываемый кратковременными снижениями в годы кризисов<sup>3</sup>. Сами эти кризисы существенно отличались друг от друга как по причинам возникновения, так и по тому, насколько сильно во время них снижались реальная заработная плата и уровень занятости. Тем не менее общая последовательность событий, пусть и с некоторыми, особенно заметными в 2020 и 2022 гг. вариациями, была одной и той же — кратковременный спад в кризисный год, а затем возвращение к росту (см. рис. 1 и рис. 3).

<sup>2</sup> Здесь и далее — значение нетто-коэффициента воспроизводства населения, выраженное в процентах и рассчитанное в предположении, что уровень простого замещения родительского поколения поколением детей составляет 2,1.

<sup>3</sup> Общепринятого использования терминов «кризис», «спад», «шок», «рецессия» для обозначения периодов более или менее сильной отрицательной динамики физического объема ВВП до настоящего времени не сложилось. Ввиду этого данные термины употребляются в статье как синонимы.



Примечание. Вертикальные линии обозначают годы снижения физического объема ВВП.

Рис. 3. Динамика суммарного коэффициента рождаемости и реальной заработной платы работников организаций в 2003–2023 годах

Источник: данные Росстата [Демографический ежегодник России. 2023; Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации. URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/50802> (дата обращения 23.08.2024)].

Совершенно иной характер носил «ответ» рождаемости на экономические кризисы XXI века. Во-первых, за ее кризисным спадом не следовало быстрого восстановления, сравнимое с ростом экономических показателей. Периоды послекризисного снижения рождаемости сменялись стабилизацией на более низком уровне, но не ее ростом.

Во-вторых, реакция рождаемости на кризис была неоднородной. В период глобального финансово-экономического кризиса 2008–2009 гг. рождаемость в России продолжила расти, тогда как спад экономики в 2015 г. оказался триггером, запустившим ее снижение. Новое уменьшение значения суммарного коэффициента рождаемости (с 1,50 в 2021 г. до 1,42 в 2022 г.), скорее всего, было связано со спадом экономики в период пандемии COVID-19. В то же время кратковременное снижение ВВП в 2022 г., судя по предварительным данным, не оказало сколько-нибудь значимого влияния на рождаемость – величина суммарного коэффициента рождаемости в 2023 г. составила 1,41.

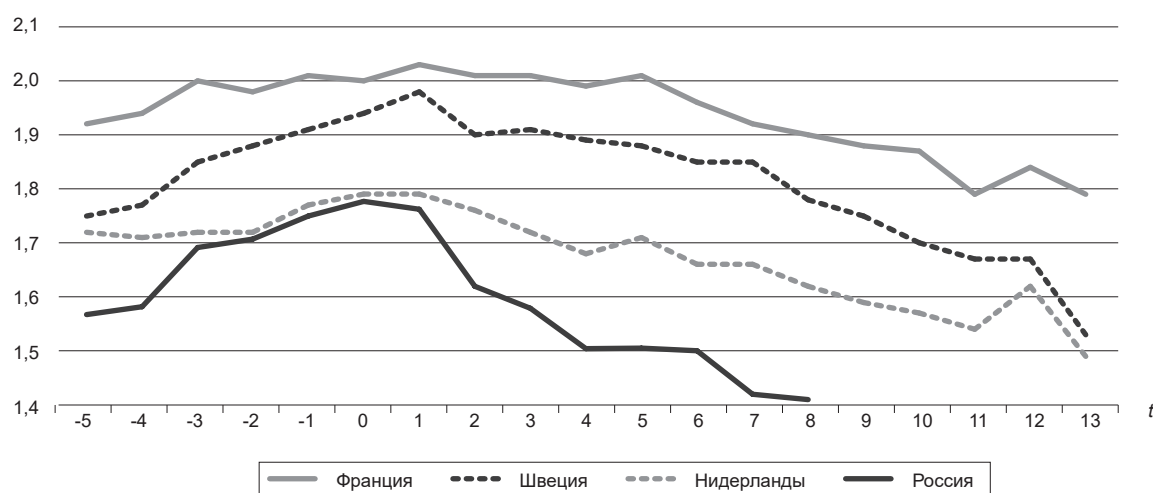
При анализе влияния экономических кризисов на рождаемость обращает на себя внимание

очевидное сходство между ее динамикой в России после спада 2015 г. и в странах Запада после «великой рецессии» 2008–2009 гг.<sup>4</sup> (см. рис. 4).

Зарубежные авторы среди причин снижения рождаемости в последнем десятилетии называют неопределенность жизненных перспектив населения, вызванную прекарризацией занятости [13]; влиянием новых медиа [14]; повышением порога благосостояния, достижение которого, по мнению потенциальных родителей, является необходимым условием рождения ребенка [15]. Роль этих факторов в российских условиях требует дополнительного исследования, однако в любом случае остается открытым вопрос о том, почему рождаемость в России остро реагировала на одни экономические воздействия и «не замечала» других.

Одно из заслуживающих внимания объяснений данного феномена состоит в гетерохронности изменений, происходящих в экономической и социально-психологической сферах общества. Пересекаясь и взаимодействуя, каждая из них живет тем не менее по своим законам и подчиняется собственным ритмам и внутренней логике.

<sup>4</sup> Пик глобального финансово-экономического кризиса, сопровождаемый наиболее значительным снижением ВВП, в большинстве стран Запада пришелся на 2009 г. Однако рост безработицы и случаи возврата отрицательной динамики ВВП после его кратковременного восстановительного роста наблюдались и в первой половине 2010-х годов. Во Франции, например, вызванный кризисом рост уровня безработицы сменился ее снижением только в 2016 г. Отрицательная динамика ВВП, зафиксированная в 2009 г., «возвращалась» затем в Нидерландах в 2012 и 2013 гг., в Швеции в 2012 г.



Примечание.  $t = 0$  для России соответствует 2015 г., для остальных стран — 2009 г.

Рис. 4. Влияние кризисов на рождаемость в России и некоторых зарубежных странах

Источник: данные Росстата (Демографический ежегодник России. 2023) и Евростата (URL: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00199/default/table?lang=en&category=t\\_demo.t\\_demo\\_fer](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00199/default/table?lang=en&category=t_demo.t_demo_fer)) (дата обращения 23.08.2024).

Возникающие время от времени состояния метастабильности (неустойчивого равновесия) свойственны не только природным, но и социальным системам [16]. Происходящие в социально-психологической сфере общественной жизни изменения влияют на отношение к деторождению и родительству и, постепенно накапливаясь, в какой-то момент приводят демографическую систему в метастабильное состояние. Экономические изменения — благоприятные, подобные введению новых мер демографической политики, или неблагоприятные, такие как экономические кризисы, — выполняют в этом случае роль триггера, запускающего последующий подъем или спад рождаемости. Если же необходимая для изменений критическая масса социально-психологических факторов еще не сформировалась, то экономические воздействия не оказывают на рождаемость сколько-нибудь существенного влияния.

### Заключительные замечания

Адаптируясь к турбулентности внешней среды, экономическое и демографическое развитие меняют, подобно любым сложным системам, значения своих ключевых параметров. При этом происходят не только конструктивные, но и деструктивные изменения, поскольку улучшение значений одних параметров нередко достигается ценой ухудшения других. Сравнивая ключевые показатели демографического и экономического

развития России, можно, хотя бы в первом приближении, оценить, насколько успешно происходит их адаптация к новым реалиям. Такое сравнение приводит к выводу, что российская экономика адаптировалась к потрясениям минувшей части XXI века успешней демографической сферы.

На рубеже 2000-х и 2010-х годов российская экономика, если судить по интегральной оценке динамики ВВП, бюджетного дефицита, безработицы и длительности спада [17], прошла глобальный кризис с меньшими потерями по сравнению со многими развитыми странами. После этого, несмотря на санкционное давление, экономика России продолжала пусть медленный и прерывистый, но все же неуклонный рост. Снижение численности населения в трудоспособном возрасте компенсировалось за счет повышения уровня его занятости, обеспеченного трудовой миграцией. Масштабы привлечения иностранной рабочей силы породили множество нерешенных и по сей день социально-политических проблем, но тем не менее компенсировали нехватку работников. В отличие от этого демографическая ситуация в стране остается крайне неблагоприятной: рождаемость снизилась до уровня, при сохранении которого на протяжении длительного периода замещение родительского поколения поколением детей будет происходить менее чем на 70%.

Дальнейшее развитие мер демографической и семейной политики необходимо в силу того, что они, независимо от степени их влияния на рождаемость, улучшают условия для воспитания де-



тей, способствуя наращиванию человеческого капитала или по крайней мере препятствуя его деградации. Меры демографической и семейной политики относятся к числу факторов, которые быстро и вполне справедливо начинают восприниматься как норма общественной жизни, и их отмена, как показала в свое время приостановка индексации материнского капитала, чревата новым падением рождаемости.

Повышение уровня занятости женщин, имеющих несовершеннолетних детей, вряд ли можно рассматривать как эффективный инструмент «расширки» сегодняшнего кадрового дефицита. Сколько-нибудь значимый эффект такого повышения может ощущаться лишь в тех видах экономической деятельности, где женщины репродуктивного возраста составляют подавляющее большинство работников. Прогноз того, как дальнейший рост занятости женщин репродуктивного возраста может повлиять на рождаемость, выходит за рамки настоящего исследования. Очевидно, что характер такого влияния будет во многом определяться возможностями успешного сочетания материнской и профессиональной ролей женщины. Ввиду этого предпочтительными вариантами политики на рынке труда представляются те, при которых расширяется диапазон выбора женщинами, имеющими детей, различных вариантов сочетания материнских обязанностей и профессиональной занятости. Преодоление же кадрового дефицита требует иных, хорошо известных подходов — прежде всего повышения производительности труда и совершенствования взаимодействия между работодателями и системой профессионального образования.

### Литература

1. Кузнец С. Демографические аспекты современного экономического роста // *Население и экономика* / под ред. А.Г. Волкова и А.Я. Кваши. М.: Статистика, 1970. С. 103–164.
2. Боярский А.Я. Производственная функция и демоэкономические модели // Боярский А.Я. *Население и методы его изучения: сб. науч. трудов*. М.: Статистика, 1975. С. 42–50.
3. Вишневский А.Г. *Население и производство* // *Модели демографических связей* / под ред. А.Я. Боярского. М.: Статистика, 1972. С. 66–128.
4. Williamson J. Regional Economic-Demographic Modeling: Progress and Prospects // Isserman A.M. (ed.) *Population Change and the Economy: Social Science Theories and Models*. Dordrecht: Springer, 1986. P. 241–260. doi: <https://doi.org/10.1007/978-94-009-4980-5>.
5. Российский рынок труда через призму демографии / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2020. 436 с. doi: <https://doi.org/10.17323/978-5-7598-2167-0>.
6. *Население России 2018: двадцать шестой ежегодный демографический доклад* / отв. ред. С.В. Захаров. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2020. URL: [https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns\\_r18/acrobat/nr18.pdf](https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns_r18/acrobat/nr18.pdf).
7. Захаров С.В. Скромные результаты пронаталлистской политики на фоне долговременной эволюции рождаемости в России. Ч. 1 // *Демографическое обозрение*. 2016. Т. 3. № 3. С. 6–38. doi: <https://doi.org/10.17323/demreview.v3i3.1745>.
8. Рыбаковский Л.Л., Савинков В.И., Кожевникова Н.И. Региональная динамика рождаемости и результативность демографической политики в России // *Народонаселение*. 2017. Т. 20. № 4. С. 4–18. URL: <https://www.jour.fnisc.ru/index.php/population/article/view/6564/6456>.
9. Клупт М.А. Демография на политической арене XX и XXI столетий. СПб.: Изд-во СПбГЭУ, 2020. 303 с. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=44452080>.
10. Гуртов В., Степуть И. Российский рынок труда в годы кризисных процессов в экономике // *Общество и экономика*. 2017. Вып. 1. С. 81–91. URL: <http://openbudgetrf.ru/doc/2606/>.
11. Капелюшников Р.И. Российский рынок труда: статистический портрет на фоне кризисов. Препринт WP3/2023/02. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2023. URL: [https://wp.hse.ru/data/2023/05/16/2015545143/WP3\\_2023\\_02\\_.pdf](https://wp.hse.ru/data/2023/05/16/2015545143/WP3_2023_02_.pdf).
12. Покида А.Н., Зыбуновская Н.В. Влияние экономических кризисов 2008–2009 гг. и 2020 г. на рынок труда // *Экономическое развитие России*. 2021. Т. 28. № 1. С. 55–60. URL: [http://www.vedi.ru/red\\_r/2021/red\\_0121\\_Pokida\\_Zybunovskaya.pdf](http://www.vedi.ru/red_r/2021/red_0121_Pokida_Zybunovskaya.pdf).
13. Comolli C. et al. Beyond the Economic Gaze: Childbearing During and After Recessions in the Nordic Countries // *European Journal of Population*. 2021. Vol. 37. P. 473–520. doi: <https://doi.org/10.1007/s10680-020-09570-0>.
14. Hillamo H. Why Fertility Has Been Declining in Finland After the Global Recession? A Theoretical Approach // *Finnish Yearbook of Population Research*. 2019. Vol. 54. P. 29–51. doi: <https://doi.org/10.23979/fypr.85090>.
15. van Wijk D., Billari F. Fertility Postponement, Economic Uncertainty, and the Increasing Income Prerequisites of Parenthood // *Population and Development Review*. 2024. Vol. 50. Iss. 2. P. 287–322. doi: <https://doi.org/10.1111/padr.12624>.
16. Клупт М.А. Гомеостазис и метастабильность как естественно-научные эвристики современного обществознания // *Общественные науки и современность*. 2024. № 2. С. 40–51. doi: <https://doi.org/10.31857/S0869049924020034>.
17. Полумян К.Г., Клупт М.А. Кризис, рецессия и социальное развитие: межстрановой анализ // *Вопросы статистики*. 2014. № 6. С. 59–66.

## Информация об авторе

Клупт Михаил Александрович — д-р экон. наук, профессор, профессор кафедры статистики и эконометрики, Санкт-Петербургский государственный экономический университет (СПбГЭУ). 191023, г. Санкт-Петербург, наб. канала Грибоедова, д. 30/32. E-mail: klupt@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9423-4363>.

## References

1. Kuznets S. Demographic Aspects of Modern Economic Growth. In: *Proceedings of the World Population Conference, Belgrade, 30 August – 10 September 1965. Volume I: Summary Report*. New York: United Nations Publ.; 1966. (Russ.ed.: Kuznets S. Demograficheskie aspekty sovremennogo ekonomicheskogo rosta. In: Volkova A.G., Kvasha A.Ya. (eds.) *Naselenie i Ekonomika*. Moscow: Statistika Publ.; 1970. P. 103–164.)
2. Boyarsky A.Ya. Production Function and Demo-Economic Models. In: Boyarsky A.Ya. *Population and Methods of Its Study: Collection of Scientific Works*. Moscow: Statistika Publ.; 1975. P. 42–50. (In Russ.)
3. Vishnevsky A.G. Population and Production In: Boyarsky A.Ya. (ed.) *Models of Demographic Relationships*. Moscow: Statistika Publ.; 1972. P. 66–128. (In Russ.)
4. Williamson J. Regional Economic-Demographic Modeling: Progress and Prospects. In: Isserman A.M. (ed.) *Population Change and the Economy: Social Science Theories and Models*. Dordrecht: Springer; 1986. P. 241–260. Available from: <https://doi.org/10.1007/978-94-009-4980-5>.
5. Gimpelson V.E., Kapelyushnikov R.I. (eds). *The Russian Labor Market Through the Prism of Demography*. Moscow: HSE Publishing House; 2020. 436 p. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/978-5-7598-2167-0>.
6. Zakharov S.V. (ed.) *Russia's Population in 2018: 26<sup>th</sup> Annual Demographic Report*. Moscow: HSE Publishing House; 2020. 352 p. (In Russ.) Available from: [https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns\\_r18/acrobat/nr18.pdf](https://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns_r18/acrobat/nr18.pdf).
7. Zakharov S.V. The Modest Results of the Pronatalist Policy Against the Background of Long-Term Evolution of Fertility in Russia. Part 1. *Demographic Review*. 2016;3(3):6–38. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.17323/demreview.v3i3.1745>.
8. Rybakovsky L.L., Savinkov V.I., Kozhevnikova N.I. Regional Dynamics of Fertility and Effectiveness of the Demographic Policy in Russia. *Narodonaselenie [Population]*. 2017;20(4):4–18. (In Russ.) Available from: <https://www.jour.fnisc.ru/index.php/population/article/view/6564/6456>.
9. Klupt M.A. *Demography in the Political Arena of the Twentieth and the Twenty-First Centuries*. St. Petersburg: Publishing House of SPbGEU; 2020. (In Russ.) Available from: <https://elibrary.ru/item.asp?id=44452080>.
10. Gurtov V., Stepus' I. The Russian Labor Market During the Years of Economic Crisis. *Society and Economics*. 2017;(1):81–91. (In Russ.) Available from: <http://openbudgetrf.ru/doc/2606/>.
11. Kapeliushnikov R.I. *The Russian Labor Market: A Statistical Portrait on the Background of Crises. Working Paper WP3/2023/02*. Moscow: HSE Publishing House; 2023. (In Russ.) Available from: [https://wp.hse.ru/data/2023/05/16/2015545143/WP3\\_2023\\_02\\_\\_\\_\\_.pdf](https://wp.hse.ru/data/2023/05/16/2015545143/WP3_2023_02____.pdf).
12. Pokida A.N., Zybunovskaya N.V. Impact of Economic Crises 2008–2009 and 2020 on the Labor Market. *Russian Economic Development*. 2021;28(1):55–60. (In Russ.) Available from: [http://www.vedi.ru/red\\_r/2021/red\\_0121\\_Pokida\\_Zybunovskaya.pdf](http://www.vedi.ru/red_r/2021/red_0121_Pokida_Zybunovskaya.pdf).
13. Comolli C. et al. Beyond the Economic Gaze: Childbearing During and After Recessions in the Nordic Countries. *European Journal of Population*. 2021;37: 473–520. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10680-020-09570-0>.
14. Hillamo H. Why Fertility Has Been Declining in Finland After the Global Recession? A Theoretical Approach. *Finnish Yearbook of Population Research*. 2019;54:29–51. Available from: <https://doi.org/10.23979/fypr.85090>.
15. van Wijk D., Billari F. Fertility Postponement, Economic Uncertainty, and the Increasing Income Prerequisites of Parenthood. *Population and Development Review*. 2024;50(2):287–322. Available from: <https://doi.org/10.1111/padr.12624>.
16. Klupt M.A. Homeostasis and Metastability as Natural Sciences' Heuristics of Modern Social Sciences. *Social Sciences and Contemporary World*. 2024;(2):40–51. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.31857/S0869049924020034>.
17. Gyulumyan K., Klupt M. Crisis, Recession and Social Development: Cross-Country Analysis. *Voprosy Statistiki*. 2014;(6):59–66. (In Russ.)

## About the author

Mikhail A. Klupt — Dr. Sci. (Econ.), Professor; Professor of Department of Statistics and Econometrics, Saint Petersburg State University of Economics (UNECON). 30/32, Griboedov Canal Emb., St. Petersburg, 191023, Russia. E-mail: klupt@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9423-4363>.

## Социально-экономические детерминанты интенсивности физической активности в России

Мария Александровна Канева<sup>а)</sup>,  
Анастасия Михайловна Карунина<sup>а), б)</sup>

<sup>а)</sup> Институт экономики и организации промышленного производства Сибирского отделения Российской академии наук, г. Новосибирск, Россия;

<sup>б)</sup> Новосибирский государственный университет, г. Новосибирск, Россия

*В статье изложены результаты исследования социально-экономических, демографических и медицинских детерминантов интенсивности физической активности в России. На основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за 2021 г. и с использованием показателей шести уровней интенсивности физической активности авторами были построены порядковые пробит-регрессии, а также рассчитаны средние предельные эффекты для выбранного набора ковариатов. Независимые переменные регрессии отобраны на основе микроэкономической модели SLOTH, которая описывает предпочтения индивида в контексте физической активности.*

*Результаты порядковой пробит-регрессии подтвердили теоретическую модель Мельцера и Йены, согласно которой с увеличением дохода при наличии выраженного эффекта замены наблюдается рост интенсивности физической активности. Тезис о повышении интенсивности занятий с ростом дохода был подтвержден для мужчин, однако не нашел обоснования в отношении женщин. У женщин интенсивность физической активности определялась такими факторами, как множественная заболеваемость и место проживания вне Москвы и Санкт-Петербурга, которые не были значимы в регрессиях для мужчин.*

*Проведенное исследование позволило сформулировать несколько важных выводов. Анализ интенсивности физической активности показал, что врачебные рекомендации в отношении видов физической активности должны учитывать рабочую нагрузку пациентов. Для людей с плотным графиком работы не подойдут рекомендации, требующие значительных временных затрат (например, длительная ходьба), тогда как короткие интенсивные тренировки (теннис или занятия в тренажерном зале) могут быть легко интегрированы в дневное расписание. Необходимо развивать спортивную инфраструктуру на местах работы, это позволит людям выделять время на физическую активность без дополнительных временных и финансовых затрат, что будет способствовать росту интенсивности физической активности в условиях увеличения доходов.*

**Ключевые слова:** физическая активность, интенсивность, социально-экономические детерминанты здоровья, самооценка здоровья, спортивная инфраструктура, хронические заболевания, регионы России, РМЭЗ НИУ ВШЭ.

JEL: C21, R15, Z20.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-68-86>.

*Для цитирования:* Канева М.А., Карунина А.М. Социально-экономические детерминанты интенсивности физической активности в России. Вопросы статистики. 2024;31(5):68–86.

## Socio-Economic Determinants of the Physical Activity Intensity in Russia

Maria A. Kaneva<sup>a)</sup>,  
Anastasiia M. Karunina<sup>a), b)</sup>

<sup>a)</sup> Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (IEIE SB RAS), Novosibirsk, Russia;

<sup>b)</sup> Novosibirsk State University, Novosibirsk, Russia

*The study examines the socioeconomic, demographic and health determinants of physical activity intensity in Russia. Using RLMS-HSE (the Russia Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics) data for 2021 and indicators of six levels of physical activity intensity, the authors built ordered probit models and calculated average marginal effects for a set of covariates. The independent variables were selected based on the SLOTH microeconomic model describing individual preferences towards physical activity.*

*The ordered probit regression provided empirical support for Meltzer and Jena's theoretical framework, stating that as income increases, with the pronounced substitution effect, the time spent on physical activity decreases, and the intensity of physical activity rises. In our study, the thesis about an increase in intensity with rising income was confirmed for a subsample of men but not women. For women, the intensity was determined by factors such as multiple morbidity and residing outside of Moscow or Saint Petersburg, which were not significant in the regressions for men.*

*The study resulted in several important conclusions. The intensity analysis showed that physician recommendations regarding the type of physical activity should consider patients' workload. For individuals with a busy schedule, recommended types of exercise that require a long time (for example, walking) are not suitable. At the same time, intense workouts (such as tennis or gym classes) can be built into the schedule. There is a need to develop sports infrastructure at workplaces, allowing individuals to allocate time for classes without bearing additional time and monetary costs associated with travel to the location of workouts. As income increases, exercising near the workplace allows an individual to increase the intensity of physical activity without incurring additional time costs.*



**Keywords:** physical activity, intensity, socioeconomic determinants of health, health self-assessment, sports infrastructure, chronic diseases, regions of Russia, RLMS-HSE.

**JEL:** C21, R15, Z20.

**doi:** <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-68-86>.

**For citation:** Kaneva M.A., Karunina A.M. Socio-Economic Determinants of the Physical Activity Intensity in Russia. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):68–86. (In Russ.)

## Введение

**Текущее состояние проблемы.** По определению Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) физическая активность (далее **ФА**) — это любое движение тела, производимое скелетными мышцами, которое требует расхода энергии [1]. Термин «физическая активность» относится к любым видам движений, в том числе во время отдыха, поездок в какие-либо места и обратно или во время работы. В настоящем исследовании изучается физическая активность в свободное время, на которую влияет выбор населения по ведению активного образа жизни.

Большое число более ранних исследований на тему физической активности показало устойчивую связь между **ФА** в свободное время и снижением смертности от всех причин, смертности от сердечно-сосудистых заболеваний, снижением заболеваемости раком, артритом, диабетом и снижением риска инсульта. Физическая активность также позволяет поддерживать психическое здоровье и благотворно влияет на качество мышления, снижает риск деменции и улучшает сон [1–3]. На макроуровне повышение уровня физической активности позволяет сокращать затраты на здравоохранение [4]. Физически подготовленные индивиды могут дольше работать и увеличивать свою производительность труда.

Предыдущие исследования также показали, что социально-экономические, демографические и медицинские факторы статистически значимо связаны с индивидуальными предпочтениями относительно физической активности. Среди социально-экономических факторов основными детерминантами занятий **ФА** являлись образование и доход [5–7]. Зонтичный обзор 19 систематических исследований предоставил убедительные доказательства положительной взаимосвязи между социально-экономическим статусом и физической активностью в свободное время [8]. При этом в некоторых случаях рост дохода приводил к сокращению времени,

выделяемого на физическую активность, с одновременным увеличением интенсивности упражнений [9].

В зарубежных исследованиях, использующих различные выборки и методы наблюдений, к другим факторам, связанным с участием и уровнями **ФА**, относят: возраст, семейное положение, наличие детей и число детей, курение, потребление алкоголя, индекс массы тела (ИМТ), здоровье, эмоциональное состояние, оптимизм, доступ к спортивной инфраструктуре, уровень урбанизации и число солнечных дней в году [5–7, 10–11].

Существуют гендерные различия в факторах, влияющих на занятия и количество часов **ФА** — мужчины более физически активны, чем женщины [12–13]. Они также с более высокой вероятностью по сравнению с женщинами готовы выделять время на спорт или активный отдых на открытом воздухе, в то время как женщины выбирают виды **ФА**, не отнимающие много времени [14]. Анализ времени, выделенного на четыре вида **ФА** (ходьба, езда на велосипеде, гимнастика и охота), у женщин и мужчин в Испании показал, что мужчины тратили больше времени на все четыре вида **ФА** по сравнению с женщинами [15]. В Аргентине женщины также меньше занимались **ФА**, вероятнее всего по причине занятости в домохозяйстве и нехватки времени из-за воспитания детей [9]. Аналогичные гендерные различия были обнаружены в исследованиях по Албании [10], Финляндии [7] и Великобритании [6]. Мужчины и женщины выбирали разные виды физической активности, и если мужчины предпочитали командные состязательные виды спорта, то женщины чаще занимались индивидуально в фитнес-центрах и спортзалах [16].

Как отмечено выше, широкий набор факторов может влиять на вероятность участия и длительность времени, уделенного **ФА**. В исследовании при построении эконометрической модели мы будем основывать выбор предикторов на микроэкономической модели SLOTH [17], объясняющей поведение индивида в отношении **ФА**, что будет рассмотрено в разделе «Методология».



В подавляющем большинстве российских и зарубежных исследований анализируются факторы, влияющие либо на вероятность участия в физической активности, либо на время, посвященное ФА. На сегодняшний день в зарубежной литературе есть две работы, анализирующие факторы, влияющие на интенсивность ФА. Статья Д. Мельтцера и А. Йены [18] на данных США эмпирически тестирует модель занятия спортом, в которую интенсивность входит как фактор, и демонстрирует, что при росте заработной платы и альтернативной стоимости времени возрастает интенсивность физических упражнений. Интенсивность измеряется через метаболический эквивалент (МЕТ) — показатель, отражающий активность метаболических процессов в организме через расчет МЕТ при заданной нагрузке относительно величины 1 МЕТ, которая соответствует уровню метаболизма в состоянии покоя. В работе К. Гарсия-Витулски на данных Аргентины вводится взвешенная переменная времени, удвоенного ФА, в которой больший вес соответствует повышенной интенсивности упражнений [9]. Автор подтверждает выводы Д. Мельтцера и А. Йены относительно более высокой интенсивности занятий при одновременном снижении их длительности и росте дохода.

Данная работа продолжает направление исследований вышеназванных авторов. Целью настоящего исследования является анализ статистически значимых ассоциаций между социально-экономическими, демографическими и медицинскими факторами и интенсивностью ФА в России. Это первое в стране исследование, в котором изучается влияние данных факторов на уровни интенсивности физической активности путем расчета порядковых пробит-регрессий для мужчин и женщин в 2021 г. Ранее для данных по Российской Федерации приведенный эмпирический инструмент не использовался. Так, в российской литературе были представлены логистические модели для моделирования регулярных занятий ФА [12], пробит-модели с учетом смещения выборки для моделирования

расходов на спорт [19], модели с применением метода наименьших квадратов (МНК) для расчета изменений в уровнях ФА после COVID-19 [20], модели Крэгга для расчета вероятности участия в ФА и ее длительности [21] и панельные регрессии с фиксированными эффектами для оценки уровней физической активности населения Российской Федерации по регионам [22]. Единственная работа, измеряющая интенсивность физической активности, это исследование по данным ЭССЕ-РФ М. Котовой и соавторов [23], однако в этом исследовании ФА определяется на основе МЕТ и используется МНК-регрессия. Данный эконометрический инструмент не дает возможности определить факторы, влияющие на уровни интенсивности ФА.

### *Занятия физической активностью в России.*

В последние годы в России наблюдается положительная динамика числа людей, занимающихся физической активностью, физкультурой и спортом. Так, в 2022 г. доля занимающихся физкультурой и спортом россиян составляла 49,0%, а в 2023 г. она возросла до 56,8% (75,7 млн человек)<sup>1</sup>. Среди видов спорта наиболее популярными в 2023 г. стали футбол, плавание и волейбол. К числу самых популярных видов физической активности у россиян относятся бег и ходьба (24%), плавание (16), фитнес (14), групповые виды спорта (13), гимнастика и ЛФК (11), тяжелая атлетика и поднятие тяжестей (11%), о чем свидетельствуют результаты совместного исследования Социологического центра ЦСП «Платформа» и Министерства спорта Российской Федерации в 2023 г.<sup>2</sup>

Данные за 2020–2022 гг. показывают, что около 28% населения России имели недостаточный уровень физической активности [23]. Основными причинами для неучастия в физической активности и/или спорте стали: нехватка времени и высокая занятость (34%), плохое здоровье (24), возраст (20), усталость (18) и лень (16%)<sup>3</sup>. Предпочтения среди физически активных варьировались между физкультурой и спортом: 51% опрошенных занимались дома самостоятельно, 46 — на спор-

<sup>1</sup> Интервью с министром спорта Российской Федерации О. Матыциным. 25.04.2024. Министерство спорта Российской Федерации. URL: <https://minsport.gov.ru/press-center/news/oleg-matyczin-federalnyj-proekt-sport-norma-zhizni-eto-uzhe-polnoczennyj-brend/>. Подробнее см.: Сулейманова Д. 844 млрд рублей бюджета и 56 процентов здоровых россиян: как за год похорошел спорт. Forbes Sport. 08 апреля 2024. URL: <https://www.forbes.ru/sport/509775-844-mlrd-rublej-budzeta-i-56-procentov-zdorovyh-rossian-kak-za-god-pohoroshel-sport> (дата обращения 2.07.2024).

<sup>2</sup> URL: <https://www.vedomosti.ru/society/articles/2023/02/14/962911-bolshe-rossiyan-zanimayutsya-sportom> (дата обращения 2.07.2024).

<sup>3</sup> Там же.

тивных площадках, стадионах или в спортзалах, в то время как 22% занимались в фитнес-клубах, спортклубах и бассейнах [24].

Около 77,5% россиян сообщили о занятиях ФА, не требующих оплаты, 8% заявили о том, что занимались на платной и бесплатной основе, а 14,5% оплачивали занятия, включающие посещение бассейнов и фитнес-клубов [25]. Согласно опросу Левада-Центра, 10% мужчин и 6% женщин в России указали нехватку денежных средств как барьер для занятий ФА [26]. Занятия физической активностью и спортом для семей с низким доходом были ограничены высокой стоимостью посещения спортивных залов, бассейнов и фитнес-центров. По расчетам Л. Засимовой [11], в 2018 г. оплата посещения бассейнов в среднем по России составляла в месяц 2216 руб., а посещение фитнес-клубов и спортивных залов — 2117 руб., что составило 7,0% и 6,7% соответственно от среднедушевого денежного дохода населения в месяц (31 745 руб.).

Традиционно доля занимающихся ФА и спортом женщин ниже, чем мужчин. В России это связано с историческими и культурными обычаями, когда у женщин не хватает свободного времени для физической активности из-за домашней работы и ухода за детьми [23, 26]. Есть существенная разница и в зависимости ФА от дохода — для мужчин она выражена сильнее. Эти и другие гендерные различия, описанные выше, побудили авторов в настоящей работе построить эконометрические модели отдельно для мужчин и для женщин.

## Методология

**Модель распределения времени SLOTH.** Выбор независимых переменных для нашей эмпирической модели основан на теоретической модели SLOTH [17], которая является модификацией модели Бекера [27] о распределении времени между трудом и отдыхом. В рамках модели SLOTH предполагается, что индивиды распределяют свое время между разными видами активности так, чтобы максимизировать функцию полезности (utility function). При этом S означает сон, L — свободное время, O — время, затраченное на работу, T — время, затраченное на передвижение на транспорте, H — время, затраченное на работу по дому [17]. Согласно предложенной модели, физическая активность является одним из «основных товаров», от потребления которых инди-

виды получают удовольствие. Модель определяет соотношение между физической активностью, социально-экономическими факторами и альтернативной стоимостью (opportunity cost) времени.

В модель SLOTH включается ряд социально-экономических факторов. Пол, семейное положение, тип занятости, наличие детей в домохозяйстве могут повлиять на выбор физической активности и ее интенсивность из-за их влияния на временные ограничения: так, у работающих меньше времени на физическую активность, чем у незанятых замужних женщин, а наличие детей сокращает время на ФА. Возраст также является значимым фактором, так как молодежь, как правило, обладает большей свободой во времени и большими возможностями для физической активности [28]. Предполагается положительная взаимосвязь между образованием и физической активностью, поскольку уровень образования индивида способствует лучшему пониманию вопросов здоровья. Влияние дохода в модели SLOTH неоднозначно. Доход входит в модель, потому что ФА требует денежных затрат на проезд, покупку спортивного инвентаря, а также на оплату занятий. В рамках SLOTH общий эффект дохода зависит от двух разнонаправленных эффектов — более высокий доход может увеличить потребление ФА как «нормального» товара (эффект дохода); в то же время более высокий доход увеличивает альтернативную стоимость досуга, таким образом ограничивая время, отведенное на ФА (эффект замены).

Помимо переменных из модели SLOTH, наша эмпирическая модель включает ряд дополнительных социально-экономических факторов. К таким относились тип населенного пункта и регион проживания. Обе переменные имели целью отразить разницу в доступности спортивной инфраструктуры как между типом поселения (областной центр, город, поселок городского типа или сельская местность), так и между регионами [11]. Кроме этого, проведенные исследования указывают на вариацию ФА в зависимости от климата [23], и включение дамми для региона проживания индивида в данной работе отражает разные климатические условия в Российской Федерации. Следует отметить, что исследователями РМЭЗ НИУ ВШЭ Россия была разделена на большие территории по уровню урбанизации. В настоящей работе эти большие территории условно названы регионами. Всего таких регионов восемь: Москва или Санкт-Петербург, Северный и Северо-Западный

регион, Центральный и Центральнo-Черноземный регион, Поволжский и Волго-Вятский регион, Северо-Кавказский регион, Уральский регион, Западно-Сибирский регион, Восточно-Сибирский и Дальневосточный регион. Среди регионов только данные по Москве и Санкт-Петербургу являются репрезентативными, поэтому резиденты двух столиц попадают в референтную категорию *capit*.

Предыдущие исследования указали на влияние характеристик здоровья на ФА. В работе Э. Товар-Гарсии [29] продемонстрированы устойчивые статистические ассоциации между рядом заболеваний и ФА на примере данных РМЭЗ НИУ ВШЭ (например, неврологические заболевания и заболевания сердца положительно связаны с длительностью пеших прогулок). В данной работе использована информация по 18 хроническим заболеваниям для построения бинарных переменных множественной заболеваемости. В ряде работ также отмечается взаимосвязь между здоровьем и ФА: лучшее состояние здоровья, измеренное на основе самооценки здоровья, увеличивает вероятность регулярной физической активности, поскольку отсутствуют ограничения, связанные с болезнями или физическими недугами [29–30]. В то же время теоретически возможно и противоположное заключение: индивиды со слабым здоровьем могут начать заниматься спортом по рекомендации врача. Наконец, наша эмпирическая модель включает индекс массы тела и курение. Предыдущие исследования показали, что высокий ИМТ может снижать вероятность участия в физических упражнениях из-за физических ограничений [26]. Курение как вредная привычка отрицательно связана с участием в ФА [10, 21].

**Модель интенсивности занятий.** Если модель SLOTH описывает факторы, определяющие вероятность занятий ФА и время, уделенное ФА, то модель Мельтцера и Йены связывает функцию максимизации полезности с *интенсивностью* ФА [18].

Пусть

$$U = U(H, I, X), \quad (1)$$

где полезность индивида  $U$  зависит от его здоровья  $H$ , интенсивности ФА  $I$  и обобщенного товара  $X$ .

Авторы предполагают, что увеличение интенсивности приводит к снижению полезности,

то есть высокоинтенсивные тренировки являются в меньшей степени комфортными по сравнению с менее активными тренировками. Далее, пусть функция производства здоровья записывается как:

$$H = H(E, I), \quad (2)$$

где  $E$  — число часов, потраченных на ФА в день.

Авторы предполагают, что функция  $H$  является вогнутой и возрастающей в зависимости от  $E$  и  $I$ . Временное ограничение задается функцией:

$$(L + E) = 24, \quad (3)$$

а бюджетное ограничение выражено уравнением:

$$Lw + A = pX, \quad (4)$$

где  $L$  — число часов работы,  $w$  — почасовая заработная плата,  $A$  — имеющийся у индивида первоначальный доход и  $p$  — цена  $X$ .

Максимизация полезности с учетом ограничений (3) и (4) дает следующее соотношение:

$$\frac{H_E}{H_I} = \frac{wU_x}{-pU_I}. \quad (5)$$

Левая сторона уравнения (5) представляет собой отношение предельной пользы (marginal benefit) для здоровья от увеличения времени ФА к предельной пользе для здоровья от роста интенсивности занятий. Правая сторона есть отношение затрат, связанных с ростом времени занятий к затратам, связанным с ростом интенсивности занятий. Тогда, если  $H$  и  $I$  это нормальные товары, эффект дохода приведет к росту  $H$  и снижению интенсивности  $I$ . С другой стороны, эффект замены от роста дохода при неизменном  $H$  увеличит интенсивность занятий  $I$ .

Мельтцер и Йена рассматривают частный случай модели [18], в котором здоровье зависит только от времени и интенсивности занятий  $H = EI$ . При такой формуле  $I$  может интерпретироваться как число истраченных калорий за час занятий.

В случае, если  $H = EI$ , выражение (1) можно переписать в виде:

$$\frac{I}{E} = \frac{wU_x}{-pU_I}. \quad (6)$$



Из выражения (6) следует, что эффект замены, связанный с ростом заработной платы, приводит к увеличению интенсивности  $I$  относительно времени, выделенного на ФА. При этом в условиях неизменного  $H$  при увеличении дохода возрастает интенсивность занятий  $I$ . Данный теоретический вывод будет проверен на основании построенной авторами эмпирической модели.

Эмпирический подход в настоящей работе опирается на обе представленные модели. Мы руководствуемся моделью SLOTH при выборе независимых переменных для регрессий, которые в теории имеют статистически значимые ассоциации с занятиями ФА. Дополнительно мы используем модель Мельтцера и Йены для анализа связи роста дохода с повышением интенсивности занятий ФА.

### Данные и регрессионный анализ

**Данные.** В исследовании использовались данные РМЭЗ НИУ ВШЭ, негосударственного лонгитюдного обследования индивидов и домохозяйств<sup>4</sup>. Авторы работали с данными опроса индивидов РМЭЗ НИУ ВШЭ 2021 г., то есть с 30-й волной. На момент проведения расчетов последней доступной волной была 31-я (2022 г.), однако в ней не было вопроса о физической активности.

Зависимые переменные для эконометрического моделирования были построены на основании переменной  $M114$ , являющейся ответом на вопрос «Какой из вариантов описания лучше всего соответствует Вашим занятиям физкультурой? Пожалуйста, не учитывайте нагрузки на работе». Бинарная переменная  $part$  описывает участие или неучастие в занятиях физической активностью. Она равна 0, если ответом на вопрос  $M114$  является «Физкультурой не занимается» и 1 в противном случае (с учетом пропущенных данных).

Категориальная переменная  $sce1$  описывает интенсивность физической активности. Ее ранги следующие: 0 — физкультурой не занимается; 1 — легкие физкультурные упражнения для отдыха менее трех раз в неделю; 2 — физкультурные упражнения средней или высокой тяжести менее

трех раз в неделю; 3 — физкультурные упражнения высокой тяжести по крайней мере три раза в неделю 15 минут и более; 4 — ежедневные занятия физкультурой менее 30 минут в день; 5 — ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день. В РМЭЗ НИУ ВШЭ нет данных, позволивших провести пересчет времени и типов занятий ФА в метаболический эквивалент МЕТ.

Был проведен анализ для взрослых респондентов (старше 18 лет). В качестве возрастной границы выборки определен официальный пенсионный возраст в 2021 г. (55 лет для женщин и 60 лет для мужчин). Не рассматривались лица старше пенсионного возраста, так как поставленная цель — изучить эффект влияния изменения дохода на интенсивность ФА, а после выхода на пенсию доход индивида меняется незначительно.

В роли независимых переменных в регрессии включались возраст и квадрат возраста, индекс массы тела, семейный статус (женат, одинокий, разведен, вдовец/вдова), статус на рынке труда [трудоустроен, пенсионер, безработный, экономически неактивный (за исключением пенсионеров)], образование (начальное или неоконченное среднее образование, среднее образование, среднее профессиональное образование, высшее образование), самооценка здоровья (хорошее здоровье, среднее здоровье, плохое здоровье), хронические заболевания (нет хронических заболеваний, одно хроническое заболевание, два хронических заболевания, три хронических заболевания, четыре хронических заболевания, пять и более хронических заболеваний), наличие детей до 18 лет, курение, тип населенного пункта [проживание в областном центре, проживание в городе, проживание в поселке городского типа (ПГТ), проживание в сельской местности], регион проживания (Москва или Санкт-Петербург, Северный и Северо-Западный регион, Центральный и Центрально-Черноземный регион, Поволжский и Волго-Вятский регион, Северо-Кавказский регион, Уральский регион, Западно-Сибирский регион, Восточно-Сибирский и Дальневосточный регион). Ввиду отсутствия репрезентативности для дамми по регионам, их интерпретацию следовало проводить с осторожностью.

<sup>4</sup> Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» (URL: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и URL: <http://www.hse.ru/rlms>) при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра Российской академии наук.



Использовались две переменные дохода, построенные на основании вопроса J60 в РМЭЗ НИУ ВШЭ о личном доходе индивида за последние 30 дней. Первая группа переменных — это дамми пяти квинтилей дохода, вторая переменная — это логарифм дохода за последние 30 дней. Обе переменные относятся к личному доходу респондента. Использование переменной среднедушевого дохода домохозяйства в данном случае является методологически неверным, поскольку рост среднедушевого дохода домохозяйства может быть достигнут за счет увеличения доходов других его членов и может быть не связан с повышением заработной платы рассматриваемого члена домохозяйства и следующего из него изменения в потреблении товара или увеличения часов работы.

Описательные характеристики зависимых и независимых переменных приведены в Приложении 1.

**Регрессионный анализ.** В работе используются два вида регрессий: пробит-регрессия и порядковая пробит-регрессия. Поскольку пробит-регрессия является частным случаем порядковой пробит-регрессии, ниже приведено уравнение порядкового пробита.

Предположим, что для ненаблюдаемой переменной  $y^*$  есть наблюдаемые значения, соответствующие категориям 1, 2, ...  $I$ . Тогда в модели порядкового пробита вероятности различных категорий оцениваются как линейная функция независимых переменных  $x_k$  и набора пороговых значений  $\mu_i$ . Вероятность наблюдать категорию  $i$  соответствует вероятности того, что линейная функция и случайная ошибка будут находиться между двумя пороговыми значениями:

$$\Pr(outcome_j = i) = \Pr(\mu_{i-1} < \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj} + u_j \leq \mu_i) \quad (7)$$

где  $u_j$  — распределена нормально. Модель оценивает коэффициенты  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  вместе с пороговыми значениями  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{I-1}$ , где  $I$  — число категорий. При этом предполагается, что  $\mu_0 = -\infty$ , а  $\mu_I = +\infty$ . Данная модель является общим случаем бинарной пробит-модели, в которой  $I = 2$ .

Особенностью модели является то, что предельные эффекты влияния регрессоров  $x_k$  на вероятности выбора той или иной категории интенсивности ФА не равны коэффициентам, поэтому дополни-

тельно к оценке регрессии будут рассчитаны средние предельные эффекты АМЕ (average marginal effects). Все расчеты проводились в Stata 17.

## Результаты

Начнем с описания выборки. Женщины составляли 55% от общего числа респондентов. Состояли в браке 77,2% женщин и 91,7% мужчин, 66,8% мужчин и 67,3% женщин имели детей. Были трудоустроены 86,7% мужчин и 73,2% женщин, при этом к наиболее высокому, пятому квинтилю по доходу, полученному за последние 30 дней, относились 31,3% мужчин и 15,2% женщин. Высшее образование имели 28,2% мужчин и 39,6% женщин. По самооценке о плохом здоровье сообщили 4,2% мужчин и 3,4% женщин. В выборке 50,3% мужчин и 18,8% женщин курили. В областном центре проживали 40,7% мужчин и 42,2% женщин.

Регрессионный анализ начинается с определения статистически значимых ассоциаций между ковариатами и вероятностью участия в ФА. В таблице 1 представлены результаты пробит-регрессий для участия в физической активности (переменная *part*) для мужчин (модель 1) и для женщин (модель 2) в 2021 г. Таблица 2 содержит значимые средние предельные эффекты для этих моделей.

В модели 1 для мужчин существуют статистически значимые ассоциации между уровнем образования и вероятностью занятий ФА. Вероятность занятий физической активностью больше на 5,7 процентных пункта (далее п. п.) и 9,5 п. п. (см. таблицу 2) для мужчин со средним образованием и со средним профессиональным образованием соответственно, по сравнению с респондентами с начальным и неоконченным средним образованием, в то время как наличие высшего образования повышает вероятность занятий ФА на 18,4 п. п. Пенсионеры с более высокой вероятностью занимаются ФА, нежели работающие мужчины ( $AME_{pens} = 0,168$ ).

Среди факторов, связанных со здоровьем, плохое здоровье (самооценка) снижает вероятность участия в ФА на 9,6 п. п. у мужчин, повышение ИМТ на единицу имеет статистически значимую взаимосвязь с более низкой вероятностью участия в ФА, а курение приводит к снижению вероятности участия в ФА на 14,9 п. п. Для мужчин наличие и количество хронических заболеваний не оказывает значимого влияния на вероятность занятий физкультурой.

Таблица 1

Пробит-модели с зависимой переменной «участие в физической активности» (*part*) для мужчин и женщин в 2021 году

Переменная	Мужчины Модель 1	Женщины Модель 2	Переменная	Мужчины Модель 1	Женщины Модель 2
Возраст	0,002 (0,028)	-0,020 (0,029)	Наличие детей до 18 лет	-0,013 (0,083)	0,003 (0,077)
Квадрат возраста	-0,011 (0,033)	0,017 (0,036)	Курение	-0,463*** (0,056)	-0,322*** (0,068)
Индекс массы тела	-0,012* (0,006)	-0,019*** (0,005)	Проживание в городе	-0,151** (0,072)	-0,120* (0,066)
Одинокий	0,213 (0,249)	0,018 (0,112)	Проживание в ПГТ	-0,098 (0,115)	-0,031 (0,106)
Разведен	0,072 (0,110)	-0,024 (0,074)	Проживание в сельской местности	-0,341*** (0,080)	-0,267*** (0,072)
Вдовец/вдова	-0,352 (0,319)	-0,060 (0,121)	Проживание в Северном и Северо-Западном регионе	-0,108 (0,151)	-0,374*** (0,127)
Пенсионер	0,490*** (0,151)	-0,052 (0,206)	Проживание в Центральном и Центрально-Черноземном регионе	0,028 (0,112)	-0,258*** (0,098)
Безработный	-0,125 (0,177)	-0,316* (0,187)	Проживание в Поволжском и Волго-Вятском регионе	0,027 (0,108)	-0,600*** (0,099)
Экономически неактивный	-0,027 (0,131)	-0,017 (0,073)	Проживание в Северо-Кавказском регионе	0,080 (0,120)	-0,441*** (0,108)
Среднее образование	0,181* (0,100)	-0,071 (0,106)	Проживание в Уральском регионе	-0,050 (0,116)	-0,225** (0,102)
Среднее профессиональное образование	0,292*** (0,106)	0,146 (0,105)	Проживание в Западно-Сибирском регионе	-0,124 (0,128)	-0,210* (0,111)
Высшее образование	0,543*** (0,105)	0,363*** (0,104)	Проживание в Восточно-Сибирском и Дальневосточном регионе	-0,213* (0,128)	-0,559*** (0,115)
Хорошее здоровье (самооценка)	-0,069 (0,062)	-0,034 (0,056)	Второй квинтиль дохода	-0,069 (0,130)	0,060 (0,082)
Плохое здоровье (самооценка)	-0,331** (0,160)	-0,420*** (0,153)	Третий квинтиль дохода	-0,069 (0,131)	0,107 (0,087)
Одно хроническое заболевание	-0,007 (0,072)	0,104 (0,066)	Четвертый квинтиль дохода	0,036 (0,129)	0,000 (0,091)
Два хронических заболевания	-0,125 (0,090)	0,144* (0,077)	Пятый квинтиль дохода	0,088 (0,130)	0,175* (0,097)
Три хронических заболевания	-0,132 (0,113)	0,169 (0,106)	Константа	0,038 (0,620)	0,592 (0,584)
Четыре хронических заболевания	-0,015 (0,156)	0,416*** (0,126)	Псевдо R <sup>2</sup>	0,078	0,068
Пять и более хронических заболеваний	-0,050 (0,168)	0,364*** (0,119)	Тест хи-квадрат Вальда	243,73 [0,000]	260,06 [0,000]
			N	2670	3264

Примечание. В скобках приведены робастные стандартные ошибки; в квадратных скобках – p-value для теста хи-квадрат Вальда; \* – значимость на уровне 10%, \*\* – 5%, \*\*\* – 1%.

Источник: расчеты авторов.

Таблица 2

Значимые средние предельные эффекты для пробит-модели с зависимой переменной «участие в физической активности» (*part*) для мужчин и женщин в 2021 году

Переменная	Мужчины Модель 1	Женщины Модель 2	Переменная	Мужчины Модель 1	Женщины Модель 2
Индекс массы тела	-0,004*	-0,006***	Проживание в Северном и Северо-Западном регионе		-0,103***
Пенсионер	0,168***		Проживание в Центральном и Центрально-Черноземном регионе		-0,075***
Безработный		-0,088*	Проживание в Поволжском и Волго-Вятском регионе		-0,160***
Среднее образование	0,057*		Проживание в Северо-Кавказском регионе		-0,122***
Среднее профессиональное образование	0,095***		Проживание в Уральском регионе		-0,066**
Высшее образование	0,184***	0,115***	Проживание в Западно-Сибирском регионе		-0,061**
Плохое здоровье (самооценка)	-0,096**	-0,113***	Проживание в Восточно-Сибирском и Дальневосточном регионе	-0,064*	-0,146**
Два хронических заболевания		0,045*	Пятый квинтиль дохода		0,055*
Четыре хронических заболевания		0,139***			
Пять и более хронических заболеваний		0,120***			
Курение	-0,149***	-0,093***			
Проживание в городе	-0,047**	-0,036*			
Проживание в сельской местности	-0,103***	-0,079***			

Примечание. \* – значимость на уровне 10%, \*\* – 5%, \*\*\* – 1%.

Источник: расчеты авторов.

Вероятность доступа к спортивной инфраструктуре выше в областных центрах, чем в других городах, ПГТ или сельской местности, а потому вероятность участия в ФА ниже для мужчин, проживающих в городе (на 4,7 п. п.) и в сельской местности (на 10,3 п. п.). Более низкая вероятность участия в ФА относительно Москвы и Санкт-Петербурга характерна для мужчин Восточно-Сибирского и Дальневосточного региона.

Обратимся к пробит-регрессии участия в ФА для женщин [см. таблицу 1 (модель 2) и таблицу 2]. Как и среди мужчин, у женщин наблюдается положительная взаимосвязь между образованием и физической активностью, высшее образование повышает вероятность участия в ФА на 11,5 п. п.

Среди женщин плохое здоровье уменьшает вероятность участия в ФА на 11,3 п. п. по сравнению с женщинами, которые оценивают свое здоровье как среднее. Предельный эффект от курения на вероятность участия в ФА составляет -9,3 п. п., а увеличение ИМТ на единицу снижает вероятность участия в ФА на 0,6 п. п. В отличие от модели для мужчин множественная заболеваемость имеет статистически значимую взаимосвязь с вероятностью участия в ФА: респондентки с двумя, четырьмя и пятью хроническими заболеваниями с большей вероятностью занимались ФА, вероятнее всего по назначению врача.

Как и у мужчин, наиболее высокая физическая активность наблюдалась в областных центрах, в то время как вероятность участия в ФА была ниже на 3,6 п. п. в городах и на 7,9 п. п. в сельской местности. Во всех регионах женщины занимались физкультурой меньше, чем в Москве или Санкт-Петербурге.

Наиболее обеспеченные респондентки, относящиеся к пятому квинтилю дохода, с большей вероятностью, нежели респондентки из первого квинтиля дохода, практиковали ФА (+5,5 п. п.).

Перейдем к анализу интенсивности физической активности. Порядковые пробит-регрессии для мужчин (модель 3) и для женщин (модель 4) представлены в таблице 3. Значимые средние предельные эффекты для моделей 3 и 4 приведены в Приложении 2.

Для мужчин в модели 3 набор статистически значимых коэффициентов независимых переменных полностью соответствует набору статистически значимых предикторов вероятности занятий ФА, кроме переменной «плохое здоровье», кото-

рая не была значима в уравнении интенсивности ФА, однако ее предельные эффекты оказались значимыми для двух категорий зависимой переменной.

У мужчин высшее образование снижает вероятность отсутствия занятий ФА на 16 п. п. по сравнению с респондентами с начальным и неоконченным средним образованием. Также высшее образование увеличивает на 4,8 п. п. вероятность ежедневных занятий физкультурой менее 30 минут в день и на 3,5 п. п. — вероятность ежедневных занятий физкультурой по меньшей мере 30 минут в день (см. рис. 1). Среднее профессиональное образование также положительно влияет на интенсивность ФА, но его эффект ниже, чем эффект высшего образования. У мужчин со средним профессиональным образованием рост данных вероятностей составляет 3,0 п. п. и 2,4 п. п. соответственно.

У мужчин статус пенсионера имеет статистически значимую ассоциацию с интенсивностью занятий ФА. Так, пенсионеры по сравнению с занятыми респондентами на 15 п. п. менее вероятно ведут пассивный образ жизни без занятий ФА. В то же время вероятность занятий высокой интенсивности (ежедневно по меньшей мере 30 минут в день) для пенсионеров на 4 п. п. выше по сравнению с работающими индивидами.

Среди медицинских факторов у мужчин плохое здоровье (самооценка) снижает интенсивность занятий ФА. Так, на 1,9 п. п. сокращается вероятность ежедневных занятий физкультурой менее 30 минут в день и на 1,2 п. п. — вероятность ежедневных занятий по меньшей мере 30 минут в день. Курение увеличивает вероятность пассивного образа жизни на 15,5 п. п., снижая вероятности всех категорий интенсивности ФА. При этом вероятность максимальной интенсивности (ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день) снижается на 2,9 п. п. (см. рис. 2). Отрицательно сказывается на интенсивности занятий у мужчин и рост ИМТ.

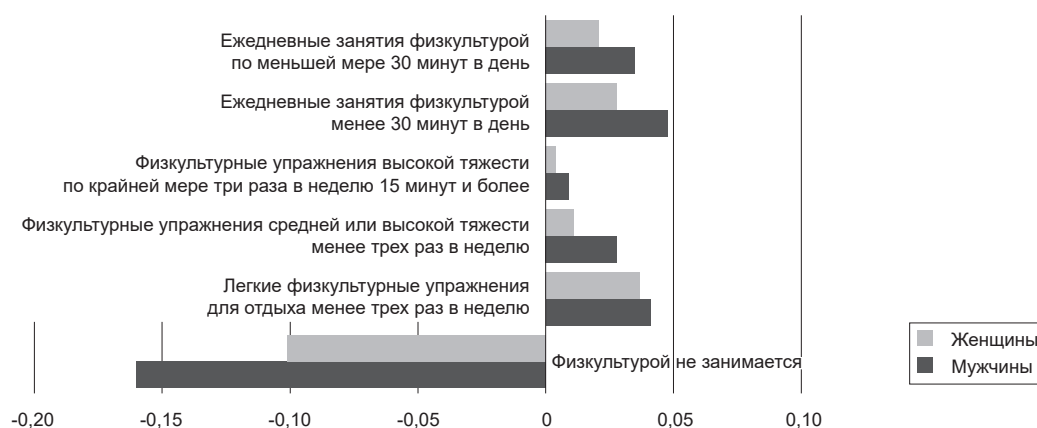
Территориальные различия в доступе к спортивной инфраструктуре влияют на интенсивность занятий у мужчин: она меньше в городах и в сельской местности, нежели в областных центрах. Так, проживание в городе увеличивает риск отсутствия ФА на 5,2 п. п. и снижает вероятность самых интенсивных занятий на 1,0 п. п. (см. рис. 3). Аналогичные, но большие по значению, эффекты проживания в сельской местности составляют

**Модели порядкового пробита с зависимой переменной «частота занятий физической культурой» (sce I)  
для мужчин и женщин в 2021 году**

Переменная	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4	Переменная	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4
Возраст	0,004 (0,027)	-0,012 (0,028)	Проживание в городе	-0,166** (0,066)	-0,142** (0,062)
Квадрат возраста	-0,017 (0,032)	0,008 (0,035)	Проживание в ПГТ	-0,062 (0,105)	-0,023 (0,099)
Индекс массы тела	-0,012** (0,006)	-0,021*** (0,005)	Проживание в сельской местности	-0,282*** (0,075)	-0,225*** (0,069)
Одинокий	0,161 (0,213)	0,029 (0,106)	Проживание в Северном и Северо-Западном регионе	-0,100 (0,138)	-0,319*** (0,115)
Разведен	0,110 (0,105)	-0,008 (0,070)	Проживание в Центральном и Центрально-Черноземном регионе	0,055 (0,101)	-0,192** (0,088)
Вдовец/вдова	-0,291 (0,326)	-0,055 (0,114)	Проживание в Поволжском и Волго- Вятском регионе	0,002 (0,099)	-0,572*** (0,091)
Пенсионер	0,438*** (0,135)	0,009 (0,202)	Проживание в Северо-Кавказском регионе	0,060 (0,106)	-0,372*** (0,100)
Безработный	-0,135 (0,167)	-0,345* (0,177)	Проживание в Уральском регионе	-0,039 (0,108)	-0,163* (0,094)
Экономически неактивный	-0,056 (0,127)	-0,012 (0,069)	Проживание в Западно-Сибирском регионе	-0,063 (0,116)	-0,157 (0,100)
Среднее образование	0,162 (0,099)	-0,043 (0,103)	Проживание в Восточно-Сибирском и Дальневосточном регионе	-0,157 (0,118)	-0,416*** (0,113)
Среднее профессиональное образование	0,308*** (0,105)	0,126 (0,102)	Второй квинтиль дохода	-0,120 (0,124)	-0,005 (0,079)
Высшее образование	0,474*** (0,103)	0,316*** (0,099)	Третий квинтиль дохода	-0,113 (0,125)	0,066 (0,084)
Хорошее здоровье (самооценка)	-0,009 (0,057)	0,006 (0,053)	Четвертый квинтиль дохода	-0,011 (0,123)	-0,037 (0,086)
Плохое здоровье (самооценка)	-0,230 (0,155)	-0,393*** (0,139)	Пятый квинтиль дохода	0,062 (0,124)	0,121 (0,089)
Одно хроническое заболевание	0,028 (0,066)	0,090 (0,061)	Константа 1	-0,048 (0,591)	-0,452 (0,571)
Два хронических заболевания	-0,029 (0,086)	0,147** (0,073)	Константа 2	0,414 (0,591)	0,109 (0,571)
Три хронических заболевания	-0,050 (0,108)	0,165* (0,096)	Константа 3	0,688 (0,591)	0,272 (0,572)
Четыре хронических заболевания	-0,003 (0,144)	0,379*** (0,114)	Константа 4	0,779 (0,590)	0,335 (0,572)
Пять и более хронических заболеваний	0,108 (0,163)	0,327*** (0,106)	Константа 5	1,374** (0,591)	0,890 (0,575)
Наличие детей до 18 лет	-0,033 (0,079)	-0,012 (0,073)	Псевдо R <sup>2</sup>	0,047	0,039
Курение	-0,479*** (0,052)	-0,315*** (0,065)	Тест хи-квадрат Вальда	257,81 [0,000]	249,85 [0,000]
			N	2670	3264

*Примечание.* В скобках приведены робастные стандартные ошибки; в квадратных скобках – p-value для теста хи-квадрат Вальда; \* – значимость на уровне 10%, \*\* – 5%, \*\*\* – 1%.

*Источник:* расчеты авторов.



**Рис. 1. Средние предельные эффекты переменной «высшее образование» в порядковой пробит-регрессии  
для интенсивности физической активности в 2021 году**



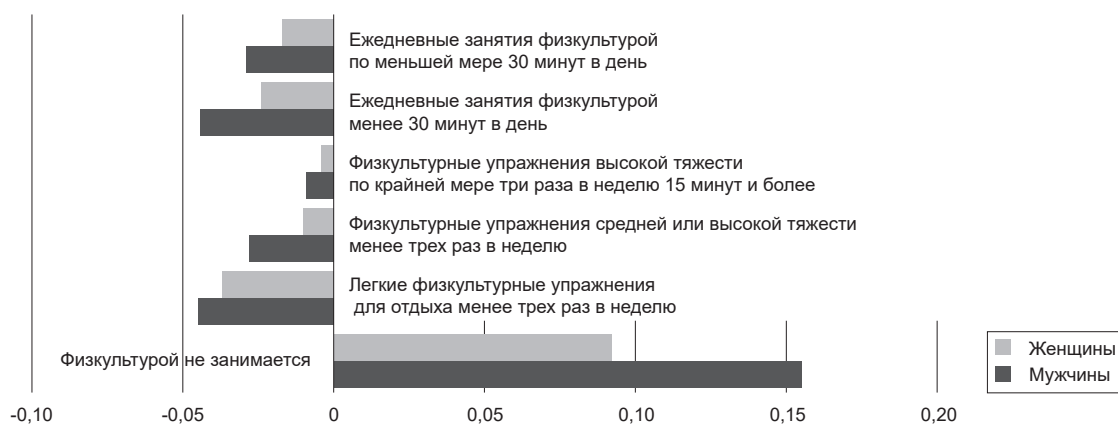


Рис. 2. Средние предельные эффекты переменной «курение» в порядковой пробит-регрессии для интенсивности физической активности в 2021 году

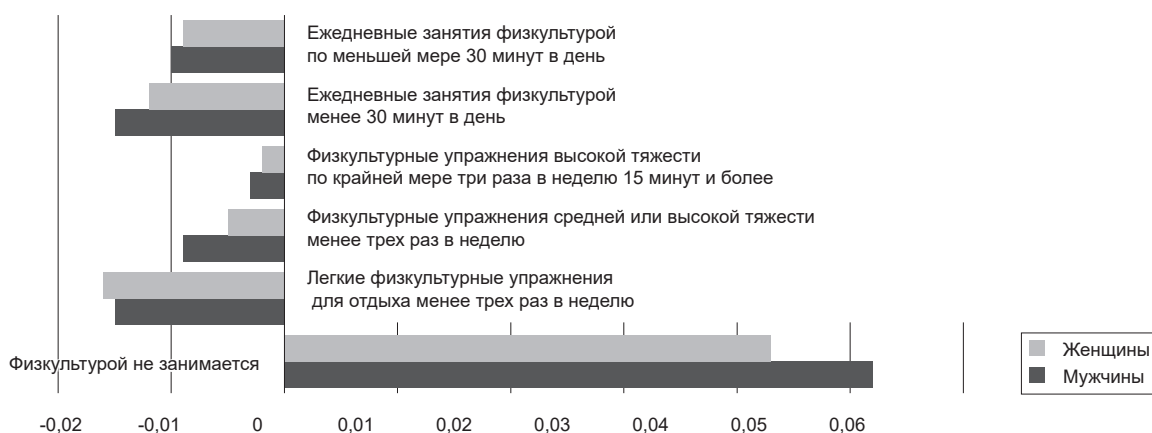


Рис. 3. Средние предельные эффекты переменной «проживание в городе» в порядковой пробит-регрессии для интенсивности физической активности в 2021 году

8,7 п. п. и -1,6 п. п. Не обнаружены региональные различия в климате и инфраструктуре между Москвой, Санкт-Петербургом и остальными регионами Российской Федерации у мужчин.

В модели 4 у женщин большее число факторов, нежели у мужчин, имели статистически значимую взаимосвязь с интенсивностью ФА. Среди статусов занятости статус «безработный» сокращал интенсивность занятий (снижение для наивысшей категории «ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день» составило 1,6 п. п.) и повышал вероятность физической неактивности на 9,6 п. п. Другие статусы занятости не оказывали влияния на интенсивность ФА. Среди уровней образования значимым оказалось только высшее образование. Его эффект был чуть ниже, чем эффект для мужчин: вероятность отсутствия ФА снижалась на 10,1 п. п., в то время как вероятность упражнений наибольшей интенсивности возрастала на 2,1 п. п. (см. рис. 1).

ИМТ был отрицательно связан с интенсивностью занятий, также как курение и плохое здо-

ровье, отрицательные эффекты которых были примерно равны. Курение повышало вероятность отсутствия занятий ФА у женщин на 9,2 п. п., в то время как эффект плохого здоровья в этой категории составил 10,8 п. п. Средние предельные эффекты для категории «ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день» составили -1,7 п. п. и -1,8 п. п. для курения и плохого здоровья (самооценка) соответственно (см. рис. 2).

В модели 4 для женщин значимыми оказались переменные хронической заболеваемости (два, три, четыре и пять хронических заболеваний). Во всех случаях заболеваемость оказывала положительный статистически значимый эффект на интенсивность, вероятно указывая на занятия ФА в лечебных целях. Наибольшую значимость имела хроническая заболеваемость четырьмя заболеваниями. Она повышала вероятность наиболее интенсивной категории занятий на 3,3 п. п., снижая при этом вероятность отсутствия ФА на 12,7 п. п.

Территориальные различия в ФА у женщин наблюдались, как и у мужчин, в зависимости от типа населенного пункта. Отрицательные эффекты проживания в городе и сельской местности для женщин были чуть ниже соответствующих отрицательных средних предельных эффектов для мужчин (см. рис. 3).

Отдельно рассмотрим рост дохода в модели интенсивности занятий ФА. Согласно модели Мельтцера и Йены рост дохода связан с повышением интенсивности занятий, то есть коэффициент для

переменной дохода в моделях порядкового пробита должен быть значимым и положительным. Однако в моделях 3 и 4 коэффициенты для квинтилей дохода не были значимыми. Для проверки гипотезы о взаимосвязи дохода и интенсивности занятий были рассчитаны альтернативные модификации моделей пробита (модели 5 и 6) и порядкового пробита (модели 7 и 8), в которых использовалась переменная натурального логарифма дохода, полученного индивидом за последние 30 дней. Коэффициенты моделей 5–8 представлены в таблице 4.

Таблица 4

**Регрессионные модели с использованием натурального логарифма дохода для вероятности и интенсивности физической активности у мужчин и женщин в 2021 году**

Модель	Коэффициент логарифма дохода (lninc)	SD	p-value
Пробит-регрессия, мужчины (модель 5)	0,094*	0,052	0,072
Пробит-регрессия, женщины (модель 6)	-0,040	0,041	0,327
Порядковая пробит-регрессия, мужчины (модель 7)	0,095**	0,048	0,048
Порядковая пробит-регрессия, женщины (модель 8)	-0,037	0,037	0,316
Модель	AME дохода	SD	p-value
Пробит-регрессия, мужчины (модель 5)	0,030*	0,016	0,072
Пробит-регрессия, женщины (модель 6)	-0,012	0,013	0,327
Порядковая пробит-регрессия, мужчины (модель 7)			
Физкультурой не занимается	-0,030**	0,015	0,048
Легкие физкультурные упражнения для отдыха менее трех раз в неделю	0,008**	0,004	0,048
Физкультурные упражнения средней или высокой тяжести менее трех раз в неделю	0,005**	0,003	0,05
Физкультурные упражнения высокой тяжести по крайней мере три раза в неделю 15 минут и более	0,002*	0,001	0,061
Ежедневные занятия физкультурой менее 30 минут в день	0,009**	0,004	0,049
Ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день	0,006*	0,003	0,053
Порядковая пробит-регрессия, женщины (модель 8)			
Физкультурой не занимается	0,012	0,012	0,316
Легкие физкультурные упражнения для отдыха менее трех раз в неделю	-0,004	0,004	0,317
Физкультурные упражнения средней или высокой тяжести менее трех раз в неделю	-0,001	0,001	0,315
Физкультурные упражнения высокой тяжести по крайней мере три раза в неделю 15 минут и более	0,000	0,000	0,323
Ежедневные занятия физкультурой менее 30 минут в день	-0,003	0,003	0,317
Ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день	-0,002	0,002	0,320

Примечание. \* – значимость на уровне 10%, \*\* – 5%.

Источник: расчеты авторов.

Как следует из данных таблицы 4, увеличение дохода приводит к росту вероятности участия в ФА для мужчин на 3 п. п. (модель 5). Данный факт соответствует выводу из модели SLOTH о том, что физическая активность – это «нормальный» товар и рост дохода приводит к возрастанию его потребления. В данном случае эффект дохода больше эффекта замены, который заключается в том, что доход увеличивает альтернативную стоимость времени и побуждает индивида больше работать. Однако модель SLOTH эмпирически подтвердилась только для мужчин,

но не для женщин. Для женщин переменная дохода в уравнении участия в ФА (модель 6) оказалась незначимой.

Модель порядкового пробита для мужчин (модель 7) предоставила эмпирические подтверждения теоретической модели Мельтцера и Йены относительно влияния дохода на интенсивность занятий у мужчин. Во-первых, рост дохода привел к увеличению всех категорий интенсивности физической активности. Во-вторых, наибольший средний предельный эффект (AME = 0,009) пришелся на занятия высокой интенсивности «еже-

дневные занятия физкультурой менее 30 минут в день» (хотя и не на категорию максимальной интенсивности), то есть у мужчин наблюдалось изменение предпочтений в сторону более интенсивных занятий. У женщин не было выявлено статистически значимой взаимосвязи между интенсивностью занятий ФА и доходами.

### Выводы

Проведенное исследование позволило определить предикторы как вероятности участия в физической активности, так и интенсивности участия в этой активности. Для мужчин эти переменные полностью совпали, тогда как для женщин единственной переменной, имеющей статистически значимые ассоциации с участием в ФА, но не с ее интенсивностью, стал пятый квинтиль дохода.

Влияние образования на ФА и ее интенсивность оказалось значимым для обоих полов. Это может быть связано с тем, что более высокий уровень образования позволяет лучше понимать важность состояния здоровья и ФА, иметь более гибкий график работы или лучшие условия труда, что дает возможность уделять больше времени спорту. Данный результат согласуется и с более ранними исследованиями. Так, согласно [13] высшее образование зачастую предполагает сидячий режим работы. В то же время высшее образование включает сформированные в студенчестве привычки, когда доступ к спортивным сооружениям был прост и относительно доступен.

Высокий ИМТ отрицательно влияет на вероятность и частоту занятий физкультурой как среди мужчин, так и среди женщин. Это может быть связано с физическими трудностями и дискомфортом, которые испытывают люди с избыточным весом при занятиях спортом.

Анализ показал, что женщины, проживающие вне Москвы и Санкт-Петербурга, заняты ФА реже и с меньшей интенсивностью по сравнению с жительницами двух столиц. Причиной могут быть различия в доступности спортивных сооружений, уровне жизни и культурных традициях в разных регионах.

Проведенное исследование позволило сделать выводы относительно связи между доходом и уровнем ФА. Для обоих полов в регрессиях участия в ФА выражен эффект дохода. Для женщин физическая активность является «нормальным» товаром: наиболее обеспеченные респондентки

с большей вероятностью заняты ФА, то есть при росте дохода увеличивается вероятность потребления данного вида услуг. Для мужчин наблюдается более тесная зависимость между личным доходом и участием в физической активности. Потребление ФА как «нормального» товара демонстрируют модели, в которых вместо пяти квинтилей дохода в регрессионное уравнение включался логарифм дохода за последние 30 дней.

Интересные результаты исследования были получены относительно интенсивности ФА. В то время как дефицит времени является одной из наиболее частых причин для отказа от ФА, люди с высоким доходом чаще стремятся инвестировать в здоровый образ жизни, предполагающий здоровое питание, лучший доступ к медицинским услугам и физическую активность. Однако с ростом дохода увеличивается альтернативная стоимость времени, и работа становится более привлекательной относительно отдыха. При росте дохода часы отдыха связаны с более высокой упущенной выгодой: в случае, когда индивид отказывается от работы в пользу отдыха, он недополучает большую сумму, чем до роста дохода. В этом случае у индивидов предпочтительной жизненной стратегией отношения к спорту становится не увеличение времени на упражнения, а повышение интенсивности тренировок. Увеличивая время на работу при временном ограничении (24 часа в сутки), индивид снижает время упражнений. При этом, стремясь сохранить нагрузку постоянной, индивид увеличивает интенсивность упражнений. Другими словами, эффект замены для ФА становится выше, чем эффект дохода.

Это исследование является одним из первых, которое предоставило возможность эмпирически проверить связь между доходами и интенсивностью физической активности. Используя модель порядкового пробита для зависимой переменной «интенсивность физической активности» для Российской Федерации, было показано, что существует статистически значимая положительная взаимосвязь интенсивности упражнений с ростом дохода только у мужчин. Данный результат можно объяснить более тесной взаимосвязью между поведением мужчин на рынке труда по сравнению с женщинами, поскольку некоторые из них являются домохозяйками и ориентируются в своем поведении на доход супруга. Кроме этого, как показало исследование, интенсивность ФА у жен-

щин зависит от таких факторов, как хроническая заболеваемость и проживание (за пределами Москвы и Санкт-Петербурга), которые не были значимы в моделях для мужчин. Дополнительно проведенное исследование авторов [21] продемонстрировало, что женщины предпочитают заниматься в клубе по абонементу несколько раз в неделю, следуя привычному графику и не меняя ни интенсивности упражнений, ни времени занятий.

Важным практическим итогом проведенного исследования является то, что врачам следует принимать во внимание экономические условия и уровень рабочей нагрузки пациента при составлении рекомендаций по типу и интенсивности физических упражнений. Так, например, для мужчин с плотным графиком работы не подойдут некоторые предлагаемые врачом виды упражнений, такие как обычная или скандинавская ходьба, поскольку не будет времени в расписании для практики подобной ФА. С другой стороны, интенсивные виды ФА, не занимающие много времени, такие как теннис или занятия в тренажерном зале, могут быть встроены в график (например, благодаря использованию обеденного времени). Из этого следует второй важный вывод работы, совпадающий с выводом [11–12]: для повышения уровня ФА необходимо развивать спортивную инфраструктуру на местах работы индивидов. Это даст им возможность выделить время на занятия ФА без временных и финансовых затрат, связанных с проездом до места занятия. С ростом дохода занятия ФА рядом с местом работы позволят увеличить интенсивность упражнений без дополнительных временных затрат.

В исследовании выявлены некоторые методологические ограничения. Во-первых, оно включает только работающих индивидов, а потому его выводы не могут распространяться на другие группы населения. Во-вторых, существует обратная зависимость (причинность) между физической активностью и некоторыми независимыми переменными. Так, более ранние исследования показали, что не только здоровье влияет на развитие физической активности, но и наоборот, ФА улучшает здоровье [3, 29]. Аналогичным образом физическая активность влияет на образование и доход [31–32]. Поскольку исследование кросс-секционное и не найдены релевантные инструментальные переменные, в предложенных моделях взаимосвязи между независимыми

и зависимыми переменными не являются причинно-следственными. Их нужно трактовать как статистически значимые ассоциации между переменными.

В заключение следует отметить, что дальнейшие исследования авторов по теме физической активности будут связаны с анализом предикторов интенсивности ФА на основе лонгитюдных данных. Эконометрические модели для панельных данных, такие как модель Ареллано-Бонда или модели с лагами независимых переменных, позволят частично учесть проблемы эндогенности и обратной причинности и выйти за рамки трактовки статистически значимых ассоциаций.

## Литература

1. WHO Guidelines on Physical Activity and Sedentary Behavior. Geneva: WHO, 2024. URL: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240015128> (дата обращения 18.07.2024).
2. Ding D. et al. Physical Activity, Diet Quality, and All-Cause Cardiovascular Disease and Cancer Mortality: A Prospective Study of 346 627 UK Biobank Participants // British Journal of Sports Medicine. 2022. Vol. 56. No. 20. P. 1148–1156. doi: <https://doi.org/10.1136/bjsports-2021-105195>.
3. O' Donovan G. et al. The ABC of Physical Activity and Health: A Consensus Statement from the British Association of Sports and Exercise Sciences // Journal of Sports Sciences. 2010. Vol. 28. No. 6. P. 573–591. doi: <https://doi.org/10.1080/02640411003671212>.
4. Heron L. et al. Inpatient Care Utilisation and Expenditure Associated with Objective Physical Activity: Econometric Analysis of the UK Biobank // The European Journal of Health Economics. 2022. Vol. 24. P. 489–497. doi: <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01487-1>.
5. Шелунцова М.А. Детерминанты физической активности в России: роль индивидуальных межвременных предпочтений // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. 2022. № 1. С. 154–171.
6. Farrell L. et al. The Socioeconomic Gradient of Physical Inactivity: Evidence from One Million Adults in England // Social Science and Medicine. 2014. Vol. 123. P. 55–63. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.10.039>.
7. Kari J.T. et al. Income and Physical Activity Among Adults: Evidence from Self-Reported and Pedometer-Based Physical Activity Measurements // Plos One. 2015. Vol. 10. No. 8. Article e0135651. doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0135651>.
8. O'Donoghue G. et al. Socioeconomic Determinants of Physical Activity Across the Life Course: A «DEterminants of DIet and Physical Activity» (DEDIPAC) Umbrella Literature Review // PLoS One. 2018. Vol. 13. No. 1. Article e0190737. doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190737>.



9. **García-Witulski C.M.** Contemporary and Dynamic Effects of Socioeconomic Factors on Physical (In) activity: Does Intensity Matter? // *Frontiers in Public Health*. 2022. Vol. 10. Article 1016353. doi: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1016353>.
10. **Çule M., Guliani H.** Are There Gender-Based Differences in Participation and Time-Spent in Physical Activity in Albania? Evidence from 2017–2018 Demographic and Health Survey // *Archives of Public Health*. 2022. Vol. 80. Article 187. doi: <https://doi.org/10.1186/s13690-022-00930-2>.
11. **Zasimova L.** Sports Facilities' Location and Participation in Sports Among Working Adults // *European Sport Management Quarterly*. 2022. Vol. 22. No. 6. P. 812–832. doi: <https://doi.org/10.1080/16184742.2020.1828968>.
12. **Засимова Л.С., Макшанчиков К.Н.** Стимулирование занятий спортом работников предприятий: статистико-социологическое исследование // *Вопросы статистики*. 2022. Т. 29. № 2. С. 77–93.
13. **Downward P.** Exploring the Economic Choice to Participate in Sport: Results From the 2002 General Household Survey // *International Review of Applied Economics*. 2007. Vol. 21. No. 5. P. 633–653. doi: <https://doi.org/10.1080/02692170701474710>.
14. **Humphreys B.R., Ruseski J.E.** The Economic Choice of Participation and Time Spent in Physical Activity and Sport in Canada // *International Journal of Sport Finance*. Working Paper. No. 2010–14. Edmonton, Canada: University of Alberta, 2010.
15. **Campaña J.C.** Time Devoted by Elderly People to Physical Activities: Micro-Econometric Evidence from Spain. Munich, Germany: Munich Personal RePEc Archive Paper No. 80391, 2017.
16. **Scheerder J., Vos S., Taks M.** Expenditures on Sport Apparel: Creating Consumer Profiles through Interval Regression Modeling // *European Sport Management Quarterly*. 2011. Vol. 11. No. 3. P. 251–274. doi: <https://doi.org/10.1080/16184742.2011.577931>.
17. **Cawley J.** An Economic Framework for Understanding Physical Activity and Eating Behaviors // *American Journal of Preventive Medicine*. 2004. Vol. 27. No 3s. P. 117–125. doi: <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2004.06.012>.
18. **Meltzer D.O., Jena A.B.** The Economics of Intense Exercise // *Journal of Health Economics*. 2010. Vol. 29. No 3. P. 347–352. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.03.005>.
19. **Макшанчиков К.Н.** Расходы россиян на спорт: эконометрический анализ по данным опроса Левада-центра // *Прикладная эконометрика*. 2020. Т. 60. С. 115–138. doi: <https://doi.org/10.22394/1993-7601-2020-60-115-138>.
20. **Kontsevaya A.V.** et al. Changes in Physical Activity and Sleep Habits Among Adults in Russian Federation During COVID-19: a Cross-Sectional Study // *BMC Public Health*. 2021. Vol. 21. Article 893. doi: <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10946-y>.
21. **Kaneva M.** et al. Seasonal differences in Participation and Time Spent in Physical Activity in Russia: The Know Your Heart Survey // *International Journal of Health Planning and Management*. 2024. Vol. 39. Iss. 5. P. 1530–1550. doi: <https://doi.org/10.1002/hpm.3826>.
22. **Kramin T.V.** et al. Social and Economic Factors of Sports Activity in Russian Regions // *SHS Web of Conferences*. 2019. Vol. 71. Article 04009. doi: <https://doi.org/10.1051/shsconf/20197104009>.
23. **Котова М.Б.** и др. Уровни и виды физической активности в России по данным исследования ЭССЕ-РФ: есть ли след пандемии COVID-19? // *Кардиоваскулярная терапия и профилактика*. 2023. Т. 22. № 8S. С. 3787. doi: <https://doi.org/10.15829/1728-8800-2023-3787>.
24. **Enchenko I., Myakonkov V., Egorova N.** Analysis of Mass Sports Development in Russia and Europe // *BIO Web of Conferences EDP Sciences*. (6 November 2020). 2020. Vol. 26. No. 4. P. 00010. doi: <https://doi.org/10.1051/bioconf/20202600010>.
25. **Засимова Л.С., Локтев Д.А.** Занятия спортом — удел богатых? (Эмпирический анализ занятий спортом в России?) // *Экономический журнал ВШЭ*. 2016. Т. 20. № 3. С. 471–499.
26. **Хоркина Н.А., Лопатина М.В.** Особенности физической активности работающих россиян: эмпирический анализ // *Вопросы статистики*. 2019. Т. 26. № 11. С. 45–56.
27. **Becker G.** A Theory of the Allocation of Time // *The Economic Journal*. 1964. Vol. 75. No. 299. P. 493–517. doi: <https://doi.org/10.2307/2228949>.
28. **Garcia J., Suarez M.J.** The Relevance of Specification Assumptions when Analyzing the Drivers of Physical Activity Practice // *Economic Modeling*. 2023. Vol. 119. P. 106127. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106127>.
29. **Tovar-García E.D.** The Associations of Different Types of Sports and Exercise with Health Status and Diseases: Evidence from Russian Longitudinal Data // *Sport Sciences for Health*. 2021. Vol. 17. P. 687–697. doi: <https://doi.org/10.1007/s11332-021-00734-x>.
30. **Lera-López F., Rapún-Gárate M.** The Demand for Sport: Sport Consumption and Participation Models // *Journal of Sport Management*. 2007. Vol. 21. No. 1. P. 103–122. doi: <https://doi.org/10.1123/jsm.21.1.103>.
31. **Pfeifer C., Cornelißen T.** The Impact of Participation in Sports on Educational Attainment — New Evidence from Germany // *Economics of Education Review*. 2010. Vol. 29. No. 1. P. 94–103. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.04.002>.
32. **Lechner M., Downward P.** Heterogeneous Sports Participation and Labour Market Outcomes in England // *Applied Economics*. 2017. Vol. 49. No. 4. P. 335–348. doi: <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1197369>.

## Описательные статистики переменных, используемых в анализе

Переменная	Мужчины, N = 2 670				Женщины, N = 3 264			
	Среднее	SD	Мин	Макс	Среднее	SD	Мин	Макс
Участие в физической активности	0,293	0,455	0	1	0,269	0,443	0	1
Интенсивность физической активности	0,694	1,340	0	5	0,608	1,278	0	5
Возраст	43,772	9,251	21	60	41,174	8,219	18	55
Квадрат возраста (разделить на 100)	20,015	8,176	4,410	36	17,628	6,716	3,240	30,250
Индекс массы тела	26,729	4,268	13,850	50,703	25,992	5,355	15,571	57,455
Женат*	0,917	0,276	0	1	0,772	0,420	0	1
Одинокий	0,010	0,100	0	1	0,050	0,218	0	1
Разведен	0,064	0,246	0	1	0,136	0,343	0	1
Вдовец/вдова	0,008	0,090	0	1	0,042	0,201	0	1
Трудоустроен*	0,867	0,340	0	1	0,732	0,443	0	1
Пенсионер	0,039	0,194	0	1	0,017	0,128	0	1
Безработный	0,030	0,169	0	1	0,021	0,145	0	1
Экономически неактивный	0,064	0,246	0	1	0,230	0,421	0	1
Начальное или неоконченное среднее образование*	0,116	0,320	0	1	0,085	0,278	0	1
Среднее образование	0,376	0,484	0	1	0,265	0,442	0	1
Среднее профессиональное образование	0,226	0,418	0	1	0,254	0,436	0	1
Высшее образование	0,282	0,450	0	1	0,396	0,489	0	1
Хорошее здоровье (самооценка)	0,498	0,500	0	1	0,463	0,499	0	1
Среднее здоровье (самооценка)*	0,461	0,499	0	1	0,503	0,500	0	1
Плохое здоровье (самооценка)	0,042	0,200	0	1	0,034	0,180	0	1
Отсутствие хронических заболеваний*	0,511	0,500	0	1	0,468	0,499	0	1
Одно хроническое заболевание	0,210	0,407	0	1	0,221	0,415	0	1
Два хронических заболевания	0,133	0,340	0	1	0,145	0,352	0	1
Три хронических заболевания	0,074	0,261	0	1	0,067	0,250	0	1
Четыре хронических заболевания	0,039	0,194	0	1	0,045	0,207	0	1
Пять и более хронических заболеваний	0,033	0,180	0	1	0,054	0,227	0	1
Наличие детей до 18 лет	0,668	0,471	0	1	0,673	0,469	0	1
Курение	0,503	0,500	0	1	0,188	0,391	0	1
Проживание в областном центре*	0,407	0,491	0	1	0,422	0,494	0	1
Проживание в городе	0,276	0,447	0	1	0,269	0,444	0	1
Проживание в ПГТ	0,064	0,245	0	1	0,065	0,246	0	1
Проживание в сельской местности	0,252	0,434	0	1	0,245	0,430	0	1
Проживание в Москве или Санкт-Петербурге*	0,100	0,301	0	1	0,111	0,314	0	1
Проживание в Северном и Северо-Западном регионе	0,049	0,216	0	1	0,057	0,232	0	1
Проживание в Центральном и Центрально-Черноземном регионе	0,175	0,380	0	1	0,186	0,389	0	1
Проживание в Поволжском и Волго-Вятском регионе	0,182	0,386	0	1	0,166	0,372	0	1
Проживание в Северо-Кавказском регионе	0,160	0,366	0	1	0,148	0,355	0	1
Проживание в Уральском регионе	0,154	0,361	0	1	0,151	0,358	0	1
Проживание в Западно-Сибирском регионе	0,096	0,294	0	1	0,091	0,288	0	1
Проживание в Восточно-Сибирском и Дальневосточном регионе	0,084	0,278	0	1	0,089	0,285	0	1
Первый квинтиль дохода*	0,088	0,283	0	1	0,218	0,413	0	1
Второй квинтиль дохода	0,145	0,352	0	1	0,248	0,432	0	1
Третий квинтиль дохода	0,193	0,395	0	1	0,195	0,396	0	1
Четвертый квинтиль дохода	0,262	0,440	0	1	0,187	0,390	0	1
Пятый квинтиль дохода	0,313	0,464	0	1	0,152	0,359	0	1
Логарифм дохода за последние 30 дней (мужчины, N = 2 576; женщины, N = 2 973)	10,419	0,627	6,908	13,346	10,137	0,730	3,912	15,096

Примечание. \* — референтная категория; SD — стандартное отклонение.

Источник: расчеты авторов.

**Средние предельные эффекты для модели порядкового пробита с зависимой переменной  
«частота занятий физической культурой» (*scel*) для мужчин и женщин в 2021 году**

Переменная	Категории объясняемой переменной <sup>1)</sup>	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4
Индекс массы тела	0	0,004**	0,006***
	1	-0,001**	-0,002***
	2	-0,001**	-0,001***
	3	-0,000*	-0,000***
	4	-0,001**	-0,002***
	5	-0,001**	-0,001***
Пенсионер	0	-0,150***	
	1	0,032***	
	2	0,024***	
	3	0,008***	
	4	0,046***	
	5	0,040**	
Безработный	0		0,096**
	1		-0,040**
	2		-0,010**
	3		-0,004**
	4		-0,025**
	5		-0,016***
Среднее образование	0		
	1	0,014*	
	2	0,009*	
	3		
	4		
	5		
Среднее профессиональное образование	0	-0,101***	
	1	0,025***	
	2	0,017***	
	3	0,005***	
	4	0,030***	
	5	0,024**	
Высшее образование	0	-0,160***	-0,101***
	1	0,041***	0,037***
	2	0,028***	0,011***
	3	0,009***	0,004***
	4	0,048***	0,028***
	5	0,035***	0,021***
Плохое здоровье (самооценка)	0		0,108***
	1		-0,046***
	2		-0,012***
	3		-0,004***
	4	-0,019*	-0,028***
	5	-0,012*	-0,018***
Два хронических заболевания	0		-0,047**
	1		0,017**
	2		0,005**
	3		0,002*
	4		0,013*
	5		0,010*
Три хронических заболевания	0		-0,053*
	1		0,019*
	2		0,006*
	3		
	4		
	5		

Переменная	Категории объясняемой переменной <sup>1)</sup>	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4
Четыре хронических заболевания	0		-0,127***
	1		0,040***
	2		0,013***
	3		0,005***
	4		0,037***
	5		0,033**
Пять и более хронических заболеваний	0		-0,109***
	1		0,035***
	2		0,011***
	3		0,004***
	4		0,031***
	5		0,027**
Курение	0	0,155***	0,092***
	1	-0,045***	-0,037***
	2	-0,028***	-0,010***
	3	-0,009***	-0,004***
	4	-0,044***	-0,024***
	5	-0,029***	-0,017***
Проживание в городе	0	0,052**	0,043**
	1	-0,015**	-0,016**
	2	-0,009**	-0,005**
	3	-0,003**	-0,002**
	4	-0,015**	-0,012**
	5	-0,010***	-0,009**
Проживание в сельской местности	0	0,087***	0,067***
	1	-0,026***	-0,027***
	2	-0,016***	-0,007***
	3	-0,005***	-0,003***
	4	-0,024***	-0,018***
	5	-0,016***	-0,013***
Проживание в Северном и Северо-Западном регионе	0		0,090***
	1		-0,037***
	2		-0,010***
	3		-0,004***
	4		-0,024***
	5		-0,016***
Проживание в Центральном и Центрально-Черноземном регионе	0		0,057**
	1		-0,022**
	2		-0,006**
	3		-0,002**
	4		-0,015**
	5		-0,011**
Проживание в Поволжском и Волго-Вятском регионе	0		0,155***
	1		-0,066***
	2		-0,017***
	3		-0,006***
	4		-0,040***
	5		-0,026***
Проживание в Северо-Кавказском регионе	0		0,106***
	1		-0,043***
	2		-0,012***
	3		-0,004***
	4		-0,028***
	5		-0,019***

Переменная	Категории объясняемой переменной <sup>1)</sup>	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4
Проживание в Уральском регионе	0		0,048*
	1		-0,019*
	2		-0,005*
	3		-0,002*
	4		-0,013*
	5		-0,010*
Проживание в Западном и Западно-Сибирском регионе	0		0,047*
	1		
	2		
	3		
	4		-0,113*
	5		-0,009*

Примечание. \* – значимость на уровне 10%, \*\* – 5%, \*\*\* – 1%.

Источник: расчеты авторов.

Переменная	Категории объясняемой переменной <sup>1)</sup>	Мужчины Модель 3	Женщины Модель 4
Проживание в Восточно-Сибирском и Дальневосточном регионе	0		0,115***
	1		-0,048***
	2		-0,013***
	3		-0,005***
	4		-0,030***
	5		-0,020***

<sup>1)</sup> 0 – физкультурой не занимается; 1 – легкие физкультурные упражнения для отдыха менее трех раз в неделю; 2 – физкультурные упражнения средней или высокой тяжести менее трех раз в неделю; 3 – физкультурные упражнения высокой тяжести по крайней мере три раза в неделю 15 минут и более; 4 – ежедневные занятия физкультурой менее 30 минут в день; 5 – ежедневные занятия физкультурой по меньшей мере 30 минут в день.

## Информация об авторах

**Канева Мария Александровна** – д-р экон. наук, ведущий научный сотрудник отдела регионального и муниципального управления, Институт экономики и организации промышленного производства Сибирского отделения Российской академии наук (ИЭОПП СО РАН). 630090, г. Новосибирск, пр-т Академика Лаврентьева, д. 17. E-mail: mkaneva@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9540-2592>.

**Карунина Анастасия Михайловна** – лаборант отдела регионального и муниципального управления, Институт экономики и организации промышленного производства Сибирского отделения Российской академии наук (ИЭОПП СО РАН); обучающийся программы «Бизнес-информатика» 4 курса бакалавриата Экономического факультета, Новосибирский государственный университет (НГУ). 630090, г. Новосибирск, пр-т Академика Лаврентьева, д. 17; 630090, г. Новосибирск, ул. Пирогова, д. 1. E-mail: a.karunina@g.nsu.ru. ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-3822-0770>.

## Финансирование

Статья подготовлена по плану НИР ИЭОПП СО РАН, проект «Региональное и муниципальное стратегическое планирование и управление в контексте модернизации государственной региональной политики и развития цифровой экономики» № 121040100283-2.

## References

1. WHO *Guidelines on Physical Activity and Sedentary Behavior*. Geneva: WHO; 2024. Available from: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240015128> (accessed 18.07.2024).
2. Ding D. et al. Physical Activity, Diet Quality, and All-Cause, Cardiovascular Disease, and Cancer Mortality: A Prospective Study of 346627 UK Biobank Participants. *British Journal of Sports Medicine*. 2022;56(20):1148–1156. Available from: <https://doi.org/10.1136/bjsports-2021-105195>.
3. O'Donovan G. et al. The ABC of Physical Activity and Health: A Consensus Statement from the British Association of Sports and Exercise Sciences. *Journal of Sports Sciences*. 2010;28(6):573–591. Available from: <https://doi.org/10.1080/02640411003671212>.
4. Heron L. et al. Inpatient Care Utilisation and Expenditure Associated with Objective Physical Activity: Econometric Analysis of the UK Biobank. *The European Journal of Health Economics*. 2022;24:489–497. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01487-1>.
5. Sheluntsova M.A. Determinants of Physical Activity in Russia: The Role of Individual Intertemporal Preferences. *Bulletin of Moscow University. Series 6. Economics*. 2022;(1):154–171. (In Russ.)
6. Farrell L. et al. The Socioeconomic Gradient of Physical Inactivity: Evidence from One Million Adults in England. *Social Science and Medicine*. 2014;123:55–63. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.10.039>.
7. Kari J.T. et al. Income and Physical Activity Among Adults: Evidence from Self-Reported and Pedometer-Based Physical Activity Measurements. *PLoS One*. 2015;10(8):Article e0135651. Available from: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0135651>.
8. O'Donoghue G. et al. Socioeconomic Determinants of Physical Activity Across the Life Course: A «DEterminants of DIet and Physical Activity» (DEDIPAC) Umbrella Literature Review. *PLoS One*. 2018;13(1):Article e0190737. Available from: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190737>.
9. Garcia-Witulski C.M. Contemporary and Dynamic Effects of Socioeconomic Factors on Physical (In)activity: Does Intensity Matter? *Frontiers in Public Health*. 2022;10:Article 1016353. Available from: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1016353>.
10. Çule M., Guliani H. Are There Gender-Based Differences in Participation and Time-Spent in Physical Activity in Albania? Evidence from 2017–2018 Demographic and Health Survey. *Archives of Public Health*. 2022;80:Article 187. Available from: <https://doi.org/10.1186/s13690-022-00930-2>.



11. **Zasimova L.** Sports Facilities' Location and Participation in Sports Among Working Adults. *European Sport Management Quarterly*. 2022;22(6):812–832. Available from: <https://doi.org/10.1080/16184742.2020.1828968>.
12. **Zasimova L.S., Makshanchikov K.N.** Supporting Employees' Participation in Sports: Statistical and Sociological Study. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(2):77–93. (In Russ.)
13. **Downward P.** Exploring the Economic Choice to Participate in Sport: Results From the 2002 General Household Survey. *International Review of Applied Economics*. 2007;21(5):633–653. Available from: <https://doi.org/10.1080/02692170701474710>.
14. **Humphreys B.R., Ruseski J.E.** Economic Determinants of the Participation in Physical Activity and Sport. *Working Paper Series, Paper No. 06–13*. Limoges, France: International Association of Sports Economics; 2006.
15. **Campana J.C.** Time Devoted by Elderly People to Physical Activities: Micro-Econometric Evidence from Spain. *MPRA Paper 80391*. Germany: University Library of Munich; 2017.
16. **Scheerder J., Vos S., Taks M.** Expenditures on Sport Apparel: Creating Consumer Profiles through Interval Regression Modeling. *European Sport Management Quarterly*. 2011;11(3):251–274. Available from: <https://doi.org/10.1080/16184742.2011.577931>.
17. **Cawley J.** An Economic Framework for Understanding Physical Activity and Eating Behaviors. *American Journal of Preventive Medicine*. 2004;27(3s):117–125. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2004.06.012>.
18. **Meltzer D.O., Jena A.B.** The Economics of Intense Exercise. *Journal of Health Economics*. 2010;29(3):347–352. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.03.005>.
19. **Makshanchikov K.N.** Russians' Spending on Sports: Econometric Analysis on Levada-Center Data. *Applied Econometrics*. 2020;60:115–138. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.22394/1993-7601-2020-60-115-138>.
20. **Kontsevaya A.V.** et al. Changes in Physical Activity and Sleep Habits Among Adults in Russian Federation During COVID-19: A Cross-Sectional Study. *BMC Public Health*. 2021;21:Article 893. Available from: <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10946-y>.
21. **Kaneva M.** et al. Seasonal Differences in Participation and Time Spent in Physical Activity in Russia: The Know Your Heart Survey. *International Journal of Health Planning and Management*. 2024;39(5):1530–1550. Available from: <https://doi.org/10.1002/hpm.3826>.
22. **Kramin T.V.** et al. Social and Economic Factors of Sports Activity in Russian Regions. *SHS Web of Conferences*. 2019;71:Article 04009. Available from: <https://doi.org/10.1051/shsconf/20197104009>.
23. **Kotova M.B.** et al. Levels and Types of Physical Activity in Russia According to the ESSE-RF Study: Is There a Trace of the COVID-19 Pandemic? *Cardiovascular Therapy and Prevention*. 2023;22(8S):3787. Available from: <https://doi.org/10.15829/1728-8800-2023-3787>. (In Russ.)
24. **Enchenko I., Myakonkov V., Egorova N.** Analysis of Mass Sports Development in Russia and Europe. *BIO Web of Conferences EDP Sciences*. 2020;26(4):00010. Available from: <https://doi.org/10.1051/bioconf/20202600010>.
25. **Zasimova L.S., Loktev D.A.** Sports for the Rich? (Empirical Investigation of Participation in Sport in Russia). *HSE Economic Journal*. 2016;20(3):471–499. (In Russ.)
26. **Khorkina N.A., Lopatina M.V.** Peculiarities of Physical Activity of Russian Workers: Empirical Analyses. *Voprosy Statistiki*. 2019;26(11):45–56. (In Russ.)
27. **Becker G.** A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*. 1964;75(299):493–513. Available from: <https://doi.org/10.2307/2228949>.
28. **García J., Suárez M.J.** The Relevance of Specification Assumptions When Analyzing the Drivers of Physical Activity Practice. *Economic Modeling*. 2023;119:106127. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106127>.
29. **Tovar-García E.D.** The Associations of Different Types of Sports and Exercise with Health Status and Diseases: Evidence from Russian Longitudinal Data. *Sport Sciences for Health*. 2021;17:687–697. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11332-021-00734-x>.
30. **Lera-López F., Rapún-Gárate M.** The Demand for Sport: Sport Consumption and Participation Models. *Journal of Sport Management*. 2007;21(1):103–122. Available from: <https://doi.org/10.1123/jsm.21.1.103>.
31. **Pfeifer C., Cornelissen T.** The Impact of Participation in Sports on Educational Attainment – New Evidence from Germany. *Economics of Education Review*. 2010;29(1):94–103. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.04.002>.
32. **Lechner M., Downward P.** Heterogeneous Sports Participation and Labour Market Outcomes in England. *Applied Economics*. 2017;49(4):335–348. Available from: <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1197369>.

### About the authors

**Maria A. Kaneva** – Dr. Sci. (Econ.), Leading Researcher, Department of Regional and Municipal Governance, Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (IEIE SB RAS). 17, Academician Lavrentyev Ave., Novosibirsk, 630090, Russia. E-mail: [mkaneva@gmail.com](mailto:mkaneva@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9540-2592>.

**Anastasiia M. Karunina** – Laboratory Technician, Department of Regional and Municipal Governance, Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (IEIE SB RAS); Student in the Business Informatics Programme, 4<sup>th</sup>-Year Bachelor's Student at the Department of Economics, Novosibirsk State University (NSU). 17, Academician Lavrentyev Ave., Novosibirsk, 630090, Russia; 1, Pirogova Str., Novosibirsk, 630090, Russia. E-mail: [a.karunina@g.nsu.ru](mailto:a.karunina@g.nsu.ru). ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-3822-0770>.

### Funding

The article was prepared according to the IEIE SB RAS research plan, project No. 121040100283-2: «Regional and Municipal Strategic Planning and Management in the Context of Modernization of State Regional Policy and Development of the Digital Economy».

### Формирование статистического мышления у школьников: от теории к практике

Ирина Ильинична Елисеева<sup>а), б)</sup>,  
Алексей Николаевич Пономаренко<sup>в)</sup>,  
Марина Александровна Самойлова<sup>г)</sup>

<sup>а)</sup> Санкт-Петербургский государственный экономический университет, г. Санкт-Петербург, Россия;

<sup>б)</sup> Социологический институт РАН — филиал ФНИСЦ РАН, г. Санкт-Петербург, Россия;

<sup>в)</sup> Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Москва, Россия;

<sup>г)</sup> Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Ростовской области (Ростовстат), г. Ростов-на-Дону, Россия

*С 2022 г. школьный курс «Вероятность и статистика» в качестве обязательного предмета преподается во всех школах России, и вопросы по нему включены в ЕГЭ. Однако международный опыт преподавания основ статистики показывает, что это непростая задача. Она включает не только обучение школьников доказательству теорем математической статистики и объяснению вычисления моды, медианы, дисперсии и других характеристик, но и способствует формированию у них статистического мышления — умений принимать решения на основе анализа эмпирических данных. По мнению авторов, статистическое сообщество не может и не должно подменять педагогов, занимающихся преподаванием статистики в школе, но оно имеет возможность внести значимый вклад в этот процесс.*

*В статье рассмотрен опыт проведения Всероссийского школьного конкурса по статистике «Тренд»; Всероссийского учительского конкурса на лучшую практику преподавания статистики «Готовим лучших!» при поддержке территориальных органов Росстата в г. Санкт-Петербурге, Кировской и Ростовской областях; мастер-классов для сотен учителей, преподающих статистику в 7–11-х классах. Кроме того, представлены планы организации конкурса по гражданской статистике, направленного на развитие навыков работы со статистическими данными, а также на обучение основам статистического анализа и использования средств визуализации и формирование гражданской ответственности через знакомство с объективной статистической информацией.*

**Ключевые слова:** статистическое образование, основная школа, статистическое мышление, школьный конкурс по статистике, лучший урок.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-87-95>.

*Для цитирования:* Елисеева И.И., Пономаренко А.Н., Самойлова М.А. Формирование статистического мышления у школьников: от теории к практике. Вопросы статистики. 2024;31(5):87–95.

### Developing Statistical Thinking in Schoolchildren: From Theory to Practice

Irina I. Eliseeva<sup>а), б)</sup>,  
Aleksey N. Ponomarenko<sup>в)</sup>,  
Marina A. Samoilova<sup>г)</sup>

<sup>а)</sup> Saint Petersburg State University of Economics (UNECON), St. Petersburg, Russia;

<sup>б)</sup> Sociological Institute of the RAS — Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (SI RAS — FCTAS RAS), St. Petersburg, Russia;

<sup>в)</sup> National Research University Higher School of Economics (HSE University), Moscow, Russia;

<sup>г)</sup> Rosstat Regional Office of Rostov Region (Rostovstat), Rostov-on-Don, Russia

*Since 2022, the school course «Probability and Statistics» has been taught as a compulsory subject in all schools in Russia, and questions on it are included in the Unified State Exam. However, international experience in teaching the basics of statistics shows that this is not an easy task. It includes not only teaching students how to prove the theorems of mathematical statistics and explain the calculation of the median and variance, but also contributes to the development of statistical thinking in them — the ability to make decisions based on the analysis of empirical data. According to the authors, the statistical community cannot and should not replace teachers who promote the teaching of statistics at school, but it has the opportunity to make a significant contribution to this process.*

*The article presents the experience of the All-Russian School competition on statistics «Trend», the All-Russian teacher competition for the best practices in teaching statistics «We train the best!», with the support of the territorial bodies of state statistics in St. Petersburg, Kirov and Rostov*

regions; master classes for hundreds of teachers teaching statistics in grades 7–11. In addition, the article presents plans for organizing a competition on civil statistics aimed at developing skills in working with statistical data, as well as teaching the basics of statistical analysis, the use of visualization tools, and the formation of citizenship through familiarity with objective statistical information.

**Keywords:** statistical education, basic school, statistical thinking, school statistics competition, the best lesson.  
doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2024-31-5-87-95>.

**For citation:** Eliseeva I.I., Ponomarenko A.N., Samoilova M.A. Developing Statistical Thinking in Schoolchildren: From Theory to Practice. *Voprosy Statistiki*. 2024;31(5):87–95.

**Введение курса «Вероятность и статистика» в российских школах.** В августе 2022 г. утверждена новая редакция Федерального государственного образовательного стандарта среднего общего образования (ФГОС СОО)<sup>1</sup>, в соответствии с которым учебный предмет «Математика» теперь включает три курса, а именно:

- «Алгебра и начала математического анализа»,
- «Геометрия»,
- «Вероятность и статистика».

В настоящее время курс «Вероятность и статистика» в качестве обязательного преподается во всех школах России, вопросы по нему включены в перечень ЕГЭ. Это нововведение имеет важное значение, и вот почему. Технологии искусственного интеллекта основаны на статистических подходах, которые могут радикально изменить наши представления о многих областях жизни. Статистические методы применяются в самых разных сферах, от финансов до генетики и медицины. Сегодня мы сталкиваемся с огромным потоком информации из интернета, которая часто бывает сомнительной или даже фальсифицированной, что заставляет вплотную заняться развитием гражданской статистики, особенно ориентированной на детей и подростков. С этой точки зрения, чем раньше дети получают элементарные представления о статистических методах, поймут в общих чертах, как работает статистика, тем лучше. Однако одно дело — принять принципиальное решение о введении статистики в школьную программу, и совсем другое — реализовать его на практике. Как это часто бывает, такое масштабное начинание не обошлось без трудностей. Многие проблемы, очевидно, имеют временный характер: не хватает учебников, методические материалы требуют доработки, недостаточно задачного материала, отсутствует опыт

проведения занятий, который накапливается годами. Следует отметить, что для многих членов учительского сообщества включение в школьную программу этого предмета стало неожиданностью, поскольку предварительного публичного обсуждения нововведения не проводилось. Профессиональные статистики не всегда могут оказать квалифицированную помощь учителям, потому что быть статистиком и обучать детей статистике — это две разные задачи. Преподавание статистики в школе имеет свои специфические особенности и требует глубокого понимания возрастных ограничений при обучении. Простое использование методов, применяемых в высших учебных заведениях, или заучивание методик расчета показателей на практике могут привести к обратному эффекту — полному нежеланию детей заниматься статистикой, что совершенно недопустимо. Сейчас профессиональные педагоги работают над решением методологических вопросов преподавания статистики в школе. Задача этой статьи заключается в следующем: во-первых, необходимо представить ожидания профессионального статистического сообщества относительно изменений в школьной программе, а во-вторых, показать, как, по нашему мнению, профессиональные статистики могут оказывать помощь учителям.

**Главная цель изучения статистики в школе** заключается в формировании у обучающихся статистического мышления. Если выразиться лаконично, то именно этого мы и ожидаем. Школа относится к типу общеобразовательных учреждений, основная цель которых — осуществление образовательной деятельности по программам начального, основного и среднего общего образования. Преподавание статистики начинается на уровне основного общего образования

<sup>1</sup> Приказ Министерства образования и науки Российской Федерации от 17 мая 2012 г. № 413 «Об утверждении федерального государственного образовательного стандарта среднего общего образования» (с изменениями и дополнениями). Редакция с изменениями № 732 от 12.08.2022. URL: <https://minobr.tverreg.ru/files/ФГОС%20СОО%20с%20изменениями%20от%2023.09.2022.pdf>.



(7–9-е классы) и продолжается на уровне среднего общего образования (10–11-е классы). Федеральный закон «Об образовании в Российской Федерации»<sup>2</sup> определяет, что основное общее образование имеет целью способствовать становлению и формированию личности обучающегося. Среднее общее образование, в свою очередь, продолжает эту работу, направляя усилия на развитие у учеников интереса к познанию, творческих способностей, а также формирование у них навыков самостоятельной учебной деятельности. Основное внимание уделяется индивидуализации учебного процесса, профессиональной ориентации, подготовке обучающихся к жизни в обществе, осуществлению самостоятельного жизненного выбора и дальнейшему образованию, а также началу профессиональной деятельности<sup>3</sup>.

Иными словами, общее образование не занимается формированием профессиональных компетенций; их приобретают в учреждениях среднего и высшего профессионального образования — техникумах, колледжах и вузах. Школа помогает развить мышление, в то время как вузы и техникумы обучают конкретным профессиональным знаниям и умениям в различных областях. Хотя на практике отграничить одно от другого довольно трудно, приоритеты определены именно таким образом.

**Принятие решений на основе фактов.** По большому счету, главное, чему учат детей в школе, — как принимать решения в будущей самостоятельной жизни. Существует два принципиальных подхода к принятию решений — на основе дедукции или индукции.

В настоящее время школьное образование нацелено на развитие навыков дедуктивного мышления, что означает принятие решений на основе общих правил. Дедукция — это основной метод, используемый в обучении математике, когда школьники учатся делать выводы, опираясь на аксиомы, законы и правила строгого доказательства. Например, по правилам математической логики, если А больше Б, а Б больше В, то А всегда больше В. Это правило абстрактно, оно не имеет исключений, его важно знать и применять. Препода-

вателям вузов нравится работать со студентами, которые получили хорошее базовое математическое образование в школе. Этих студентов легко обучать: им нужно просто предоставить правило, и они будут уверенно применять его, получая высокие оценки на тестах. Однако руководителям-практикам, к которым придут вчерашние школьники с хорошей математической подготовкой, взаимодействовать с ними будет сложнее. Такие исполнители не всегда смогут адекватно реагировать на изменения в реальной обстановке, если она окажется отличной от их ожиданий.

Индукция — это метод в образовании, в соответствии с которым детей учат принимать решения исходя из накопленного ими опыта и анализа конкретной ситуации. Индуктивный подход соответствует философии статистики и статистическому методу.

В фундаментальном труде «Стэнфордская энциклопедия философии» Стэнфордского университета философия статистики определяется следующим образом: «Метод называется статистическим и, следовательно, является предметом изучения в статистике, если он связывает факты и гипотезы определенного рода: эмпирические факты должны быть кодифицированы и структурированы в наборы данных, а гипотезы должны быть сформулированы в терминах распределения вероятностей в привязке к конкретным наборам данных. Философия статистики касается разработки основ и правильной интерпретации результатов статистических доказательств, методов сбора данных и описания результатов. Поскольку статистика используется почти во всех эмпирических научных исследованиях, служащих для поддержки и распространения научных результатов, философия статистики имеет ключевое значение для философии науки»<sup>4</sup> (*перевод наш. — И.Е. и А.П.*).

Проблема заключается в том, что школьное образование веками ориентировалось на дедуктивный метод. Школьники учат правилам и приводят примеры их применения, потом организуют контрольные мероприятия, и, если школьник на память воспроизводит правило или решает типовые задачи, учитель переходит к изучению следующих правил. В статистике этот подход рабо-

<sup>2</sup> Федеральный закон от 29 декабря 2012 г. № 273-ФЗ «Об образовании в Российской Федерации» (в ред. от 25.12.2023 г.). URL: [https://www.consultant.ru/document/cons\\_doc\\_LAW\\_140174/?ysclid=m1990z4zjl751321814](https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_140174/?ysclid=m1990z4zjl751321814).

<sup>3</sup> Там же.

<sup>4</sup> Stanford Encyclopedia of Philosophy. Metaphysics Research Lab at Stanford University, 1995. URL: [https://openlibrary.org/books/OL3389046M/Stanford\\_encyclopedia\\_of\\_philosophy](https://openlibrary.org/books/OL3389046M/Stanford_encyclopedia_of_philosophy).



тает далеко не всегда, потому что здесь мы имеем дело с категориями вероятности, проявлениями действия закона больших чисел и т. д.

Великий британский ученый Рональд Фишер, которого иногда называют самой важной фигурой в статистике XX века, объяснял своим студентам сущность статистики на следующем примере: «Одна дама утверждает, что может по вкусу определить порядок, в котором молоко и чай были налиты в чашку. Чтобы проверить ее утверждение, мы готовим пять чашек чая, смешивая чай и молоко в случайном порядке, и просим ее попробовать чай из каждой чашки и определить порядок, в котором смешивались чай и молоко. Допустим, обнаруживается, что она права во всех случаях! Может ли этот эксперимент служить доказательством, что дама действительно может определить на вкус, в каком порядке молоко и чай были налиты в чашку?» (Ответ мы приведем далее.)

Российская ассоциация статистиков (РАС) совместно с территориальными органами Росстата за последние несколько месяцев 2024 г. организовала и провела в трех областях России для школьных учителей серию мастер-классов по преподаванию статистики. В них приняли участие более 500 учителей. Следует отметить, что в сегодняшних условиях курсы «Вероятность и статистика» преподают и учителя обществознания, и информатики, и физики, в зависимости от кадровой ситуации в конкретной школе, но в основном — это учителя математики. Для мастер-классов использовался гибридный формат — совмещение офлайн- и онлайн-обучения. Например, в Ростовской области, учитывая большое количество желающих пройти обучение, а также территориальную удаленность многих школ, занятия проводились одновременно в очном режиме с возможностью дистанционного подключения учителей из отдаленных городов и районов в режиме видео-конференц-связи (ВКС).

На вопрос Р. Фишера, приведенный выше, участники мастер-классов однозначно отвечали отрицательно, то есть с точки зрения учителей математики пятикратный правильный выбор не может служить доказательством выдающихся способностей дамы, хотя вероятность того, что она смогла пять раз подряд угадать правильный результат, составляет всего 3% ( $1/2^5$ ). Учителя математики правы — строгого математического доказательства таких способностей эксперимент с чаем не дает. Статистик проинтерпретирует ре-

зультаты этого эксперимента по-другому. Он должен сказать: «Нам не удалось доказать, что дама преувеличивает свои способности. Если бы дама ошиблась, это было бы доказательством того, что она не может сделать то, о чем говорит. Но она не ошиблась, и вопрос остается открытым».

Объяснить разницу между детерминированным и вероятностным результатами непросто не только детям, но и многим взрослым. Большая вероятность события не является доказательством неизбежности наступления этого события, но может служить основанием для принятия некоторых практических решений. Если вам нужно выбрать из трех претендентов на должность эксперта по завариванию чая одного, вы можете использовать результат эксперимента в качестве критерия своего выбора. Но если вы должны решить, вынести смертный приговор или нет, высокая вероятность результата не должна служить доказательством.

Конечно, на практике все может быть еще сложнее. В некоторых случаях решения по определению должны приниматься на основе правил. В других случаях, если правила неизвестны или допускают неоднозначные толкования, так или иначе приходится принимать решения на основе опыта. В большинстве случаев необходимо совмещать оба подхода, например даже если статистически закономерность проявляется достаточно ясно, требуется ее теоретическое обоснование, чтобы статистика не превратилась, говоря словами В.И. Ленина, в «игру в цифирь».

**Что такое статистическое мышление?** Статистику в школах изучают во многих странах. Это не только США, Великобритания, Германия, Австралия, но также Малайзия, Уганда, Южно-Африканская Республика и многие другие. В большинстве стран статистику преподают в рамках проведения школьных занятий по математике, но есть государства, где она является отдельным предметом учебной программы. Но вне зависимости от подхода к преподаванию важность статистики как школьного предмета признается повсеместно. Создана Международная ассоциация статистического образования (*International Association for Statistical Education — IASE*), издается специальный журнал по статистическому образованию на английском языке, поддерживаются десятки специализированных интернет-сайтов для преподавателей статистики, регулярно про-

водятся национальные и международные конференции, семинары и вебинары. В тестах Международной программы по оценке образовательных достижений учащихся (*Programme for International Student Assessment — PISA*), которые используются для оценки эффективности образовательной системы различных стран, примерно четверть составляют вопросы, связанные со статистикой.

Вместе с тем практически повсеместно учителя сталкиваются с проблемами в преподавании статистики. Ученики не понимают ее назначения, избегают этого предмета и, как следствие, плохо усваивают материал. Главная причина видится в том, что традиционное математическое образование строится в школе на принципе жесткого детерминизма, то есть на тезисе, что результат однозначно предопределен правилом. Это входит в противоречие с понятиями и принципами, лежащими в основе статистики, то есть со случайностью, неопределенностью и вероятностью.

В настоящее время в разных странах разработано довольно много рекомендаций для решения названной проблемы. Оценить их применимость в российских школах должны профессиональные педагоги и методисты в образовании. Но общее направление в целом понятно — методы преподавания статистики в школе не должны повторять подходы к обучению математике. Возможно, в наиболее концентрированном виде ответ на вопрос о методах преподавания статистики в школе заключается в том, что необходимо переходить от статистической грамотности к статистическому мышлению.

Следует уделить внимание используемой терминологии. На практике существует несколько методов определения статистического мышления, однако мы рекомендуем сосредоточиться на подходе, который предлагает последовательно рассматривать три стадии изучения статистики:

- статистическая грамотность — знание формул и методов расчета статистических показателей;
- статистические навыки — умение применять статистические формулы и алгоритмы для решения конкретных задач;
- статистическое мышление — понимание того, как:

- 1) принимать решения, опираясь на эмпирические данные;
- 2) количественно оценивать, как соотносятся между собой различные факторы, воздействующие на изучаемый процесс.

Поясним это на примере. Есть несколько показателей статистического описания центра совокупности — средняя, медиана и мода. Каждый из этих показателей имеет несколько специфических видов. Например, средняя может быть арифметической, геометрической, гармонической и т. д. В рамках школьного курса не рассматриваются все нюансы этих показателей. Школьникам просто дают определения средней, медианы и некоторые их свойства (мода, кстати, в рамках школьного курса почему-то не упоминается вообще), приводятся несложные примеры их расчета как иллюстрация алгоритма вычислений. Так построено обучение на уровне статистической грамотности, и школьные учителя прекрасно справляются с ним. Но вопросы остаются. Зачем были придуманы три показателя? Почему недостаточно одной средней? И это надо объяснить на примерах решения конкретных задач, которые предполагают варианты выбора того или иного показателя. Например, если требуется сравнить успеваемость в двух городских школах, в каждой из которых довольно много учеников, лучше использовать среднюю; если надо оценить успеваемость в классе, где есть один круглый отличник, а остальные — посредственные ученики, то лучше применить медиану; а когда вам необходимо определить, какие домашние питомцы наиболее популярны у учеников вашего класса, придется применить моду. Таким должен быть уровень формирования навыков решения статистических задач.

И наконец, применение полученных показателей для принятия решений, то есть статистическое мышление. Можно ли использовать показатель средней успеваемости в школе для определения лучшей школы района, чтобы наградить директора? Какие здесь могут быть допуски и ограничения? Может быть, одного показателя недостаточно и нужна система показателей? Если не поставить эти вопросы и не обсудить их, то ученик запомнит, что в школе опять учили считать «среднюю температуру по больнице». В такой ситуации о положительном эффекте от изучения статистики можно будет забыть.

В качестве доказательства наличия перечисленных проблем приведем итоги тестирования участников мастер-классов, организованных РАС и территориальными органами Росстата. Как свидетельствуют результаты ответов на специально подобранные вопросы, учителя хорошо подготов-

лены и находятся на уровне, который мы определили как «статистическая грамотность» (знают формулы, умеют решать простые задачи по статистике). Однако выбрать правильный показатель для решения конкретной задачи (уровень «статистические навыки») может примерно половина учителей, а принимать решения на основе статистических данных (уровень «статистическое мышление») готовы только единицы.

**Использование актуальных статистических данных.** Необходимость применения актуальных статистических данных в процессе преподавания в школах для формирования статистического мышления подчеркивается как российскими, так и зарубежными педагогами. Проблема заключается в том, что многие учителя не всегда готовы делать это, поскольку большинство из них: а) сами не получили должной теоретической подготовки; б) никогда не занимались статистической деятельностью и не использовали официальные статистические данные для решения повседневных вопросов.

В качестве иллюстрации представим результаты ответов участников ранее упомянутых мастер-классов на вопрос: «Если Вам необходимо на уроке использовать количественные данные, к какому источнику Вы обратитесь в первую очередь?» Данные официальной статистики назвал только один из четырех учителей; половина использовали готовые цифры из специальной литературы, справочников и энциклопедий (даже если они были не вполне актуальны или точны); остальные искали ответ в интернете, включая социальные сети и популярные веб-сайты. Почему так происходит? Несмотря на широкий доступ к официальным статистическим данным, предоставляемый Росстатом, учителя часто не знают, где их найти, и не догадываются о возможностях их применения. В большинстве случаев педагоги не знакомы с системой статистических показателей и методологией их формирования, что затрудняет правильную интерпретацию данных. Использование официальной статистики при проведении уроков «Вероятность и статистика», безусловно, повысило бы интерес учеников к фактическим данным, поскольку дополнило бы процесс обучения реальной информацией о происходящих процессах в экономике и обществе. В связи с этим, на наш взгляд, представляется весьма важным и актуальным отражение темы

развития школьного статистического образования в Стратегии развития Росстата и государственной статистики до 2030 года.

Для проверки тезиса об отсутствии статистической подготовки у будущих педагогов, завершающих обучение в высших учебных заведениях, был проведен эксперимент — лекция по статистическому мышлению для студентов 4–5 курсов Института математики, механики и компьютерных наук им. И.И. Воровича Южного федерального университета в г. Ростове-на-Дону, специализирующихся на преподавании математики и информатики. В ходе занятия обучающиеся проявили живой интерес к изучаемому материалу, так как в интерактивной форме познакомились с мировым опытом преподавания статистики и с различиями между математическим и статистическим мышлением. Вместе с тем студенты признали, что им не хватает имеющихся знаний по статистике, что в целом подтверждает нашу идею о необходимости введения основ преподавания статистики в вузах, готовящих будущих учителей.

**Поддержка развития статистического мышления у школьников со стороны статистического сообщества.** По мнению авторов, статистическое сообщество имеет возможность внести значимый вклад в этот процесс. Представляется, что работа может быть построена по двум направлениям.

Во-первых, это организация программ повышения квалификации по статистике. Принимая во внимание разницу в практических потребностях, в уровне первоначальной подготовки потенциальных слушателей и ряд важных организационных моментов, это должны быть разные программы: для педагогов-методологов; практикующих учителей, преподающих курс «Вероятность и статистика»; преподавателей педагогических вузов, готовящих учителей по этой специальности. Целью таких программ должно быть не обучение конкретным педагогическим приемам (для этого нужны специальные знания, которыми профессиональные статистики могут и не обладать), а преподавание базовых основ статистики и того, как применяются статистические методы в повседневной жизни. Результатом этих курсов должно стать понимание педагогами того, какой конкретно результат должен быть достигнут в ходе преподавания статистики в школе. Методисты и учителя сами решат, какие именно



педагогические приемы им нужно применять в 7-х или в 11-х классах, но им необходимо профессионально объяснить, чему они в конечном итоге должны обучить детей. В содержание программы должны входить цели и задачи статистической деятельности, описание базовых статистических методов сбора и обработки данных в самых разных предметных областях, многочисленные и хорошо продуманные примеры использования статистических методов для решения конкретных задач, а также обзор международного опыта преподавания статистики и обзор опыта, полученного при организации внеклассной работы по статистике.

Первые программы повышения квалификации методистов и учителей-практиков будут организованы в сетевой форме рядом ведущих университетов страны при поддержке территориальных органов Росстата уже осенью 2024 г. На первой стадии обучение пройдут учителя и методисты городов Санкт-Петербурга, Ростова-на-Дону и Кирова. Мы надеемся, что опыт проведения таких курсов заинтересует и другие регионы. Организация этих программ находится на последней стадии. Программа повышения квалификации для преподавателей педагогических вузов будет запущена несколько позже.

Во-вторых, организация специальных курсов по статистике. В настоящее время в нашей стране проводятся или находятся на завершающей стадии подготовки три конкурса: для школьников, для учителей и специальный конкурс по гражданской статистике, направленный на умение работать с официальными статистическими данными.

Первый конкурс — Всероссийский школьный конкурс по статистике «Тренд» (ВШК «Тренд»)<sup>5</sup> — был организован в 2017 г., то есть задолго до того, как статистика стала преподаваться в российских школах в качестве обязательного предмета. ВШК «Тренд» включен в Перечень мероприятий Министерства просвещения Российской Федерации по выявлению и дальнейшему сопровождению одаренных детей и регламентирован постановлением Правительства Российской Федерации<sup>6</sup>.

Задачей конкурса является развитие статистического мышления у школьников. Конкурс интересен ученикам и востребован учителями, поскольку его контент легко встраивается в учебный процесс. За семь лет в ВШК «Тренд» приняли участие 2000 школьников и было рассмотрено 700 работ.

На наш взгляд, свидетельством усиления интереса подрастающего поколения к статистической тематике является и расширение географии проведения конкурса — число участников из разных регионов нашей страны ежегодно увеличивается. В 2023/24 учебном году конкурсанты представляли 29 регионов России — от Мурманска до Камчатки. Особенно хочется подчеркнуть вовлеченность в участие в конкурсе школ из малых городов и сельских районов. Если проследить эволюцию процесса на примере Ростовской области, то в 2018/19 учебном году (первый год участия донских школьников в ВШК «Тренд») было только семь участников из одного города и пяти районов, но уже в 2023/24 учебном году в конкурсе приняла участие 51 команда из восьми городов и 19 районов. Всего же за семь лет в конкурс были вовлечены ученики школ из 54 субъектов Российской Федерации. Безусловно, такая заинтересованность вызвана и ежегодно обновляемым содержанием конкурсных заданий, которое отвечает интересам современных школьников.

В 2021 г. ВШК «Тренд» был признан Международным статистическим институтом (МСИ) лучшим корпоративным проектом в области статистической грамотности в мире.

В ходе проведения ВШК «Тренд» стало понятно, что качество работы по развитию статистического мышления у детей можно существенно улучшить, взаимодействуя с учителями. Поэтому в 2024 г. РАС организовала еще один конкурс — Всероссийский учительский конкурс на лучшую практику преподавания статистики «Готовим лучших!»<sup>7</sup>.

Цель конкурса — повышение профессионального уровня педагогических работников и приобретение ими дополнительных практических навыков в рамках курса «Вероятность и статистика» с учетом нового ФГОС СОО. В ходе конкурса учи-

<sup>5</sup> Подробнее с условием конкурса можно ознакомиться на сайте мероприятия. URL: <https://statkonkurs.ru/>.

<sup>6</sup> Постановление Правительства Российской Федерации от 17 ноября 2015 г. № 1239 (постановлением Правительства Российской Федерации от 19 октября 2023 г. № 1738 настоящий документ признан утратившим силу с 27 октября 2023 г.).

<sup>7</sup> Информация о конкурсе «Готовим лучших!» размещена на сайте: URL: <https://teachstatkonkurs.ru/>.



теля проходят тестирование по статистике, а также представляют работу «Мой лучший урок по статистике», которая оценивается специальным жюри. В состав жюри входят как профессиональные статистики, так и известные педагоги. Кроме того, к оценке работ учителей привлекаются школьники. Для участия в конкурсе приглашаются учителя, наставники и методисты, заинтересованные в повышении уровня своего профессионального мастерства. По итогам конкурса будет формироваться библиотека лучших учительских практик, доступная для всех педагогов. Формирование этой библиотеки уже началось.

Для участия в конкурсе зарегистрировался 101 учитель; в финал было отобрано пять лучших участников. Финал конкурса, в ходе которого жюри определило победителей и призеров, прошел в режиме онлайн 29 августа 2024 г. Первым победителем конкурса стала И.Н. Гутник — учитель математики Лицея № 33 г. Таганрога Ростовской области. Среди призеров — учителя из г. Шахты Ростовской области, г. Мурманска и Иркутской области. Награждение победителей запланировано провести 9 октября в г. Таганроге, приурочив его к проведению Осеннего педсовета по статистике РАС в г. Ростове-на-Дону.

Новая инициатива РАС — «Осенний педсовет по статистике»<sup>8</sup> — представляет собой практико-ориентированную открытую площадку для обсуждения вопросов развития преподавания статистики в школьном образовании. Мероприятие будет проходить ежегодно по итогам очередного раунда учительского конкурса на лучший опыт преподавания статистики. К участию в педсовете приглашаются учителя, которые преподают курс «Вероятность и статистика», методисты, занимающиеся вопросами школьного статистического образования, практикующие статистики и представители администрации, отвечающие за организацию образовательного процесса.

Отсутствие опыта работы с фактическими данными как у школьников, так и у учителей значительно сдерживает развитие статистического мышления. В связи с этим РАС в настоящее время организует конкурс по гражданской статистике, целью которого является формирование у участников навыков работы с реальными статистическими данными, а также обучение основам ста-

стистического анализа и использования средств визуализации. Кроме того, конкурс способствует формированию гражданственности через знакомство с официальной статистической информацией. Конкурс будет впервые проведен осенью 2024 г. по тематике и в рамках мероприятий, посвященных Году семьи в России. В первый раз конкурс будет проводиться в экспериментальном порядке в г. Санкт-Петербурге, Кировской и Ростовской областях; его участники должны будут подобрать необходимые опубликованные данные официальной статистики, проанализировать их и представить результаты в виде постера. Лучшие постеры будут включены в программы мероприятий Года семьи.

Мы надеемся, что география всех конкурсов будет расширяться и территориальные органы Росстата в других субъектах Российской Федерации поддержат их и будут содействовать активному участию в них образовательных учреждений.

**Заключение.** Профессиональное статистическое сообщество имеет большие ожидания, связанные с введением преподавания статистики в школьную программу.

Во-первых, мы предполагаем, что статистику начнут лучше понимать и использовать не только узкий круг профессионалов, но и широкие массы людей. Это, безусловно, зависит от качества преподавания статистики в школах, от того, смогут ли педагоги донести до обучающихся ценность статистических данных и возможности, которые открываются при принятии на их основе решений в различных областях. Одного только уровня школы будет недостаточно; нужно использовать весь спектр возможностей для развития статистической грамотности через средства массовой информации, социальные сети, интерактивные онлайн-платформы для обучения и другие доступные для молодежи каналы. Должно измениться восприятие статистики в обществе, которое сегодня, к сожалению, довольно негативное. Если наши соотечественники начнут понимать статистику со школьного возраста, то они будут доверять ей и перестанут ее игнорировать.

Во-вторых, школьный курс статистики привлечет больше студентов на статистические программы российских вузов, что должно поло-

<sup>8</sup> Информация об Осеннем педсовете по статистике размещена на сайте мероприятия. URL: <https://teachstatkonkurs.ru/pedsovet/>.

жительно сказаться на развитии высшего профессионального образования в области статистики и в смежных сферах. В свою очередь, это может стимулировать развитие статистической науки.

В-третьих, в сочетании с научно-техническим прогрессом, особенно в процессе всеобщей цифровизации, массовый приток молодых кадров в статистику может привести к ускоренному развитию отрасли. Участие Росстата и его территориальных органов в мероприятиях по повышению качества преподавания статистики в школе, в проведении конкурсов будет способствовать росту престижа профессии и воспитанию будущих поколений статистиков-практиков.

В-четвертых, включение статистики в школьные программы выводит Россию на одно из лидирующих мест в мировом статистическом образовании. Как уже отмечалось, в большинстве стран

школьники изучают статистику в том или ином виде. Однако в качестве самостоятельного обязательного предмета статистика преподается далеко не везде. Потенциально это может существенно укрепить международный авторитет российского статистического образования.

Прогресс, достигнутый в последние годы в развитии статистического образования в школах России, внушает определенный оптимизм. Вместе с тем есть и понимание того, что в настоящее время мы находимся на очень ответственном этапе. Важно не допустить формализма в преподавании школьного курса «Вероятность и статистика», добиться того, чтобы обучение основам статистической грамотности сопровождалось активным формированием у школьников статистического мышления, а приобретаемый опыт не носил характер временного педагогического эксперимента.

### Информация об авторах

*Елисеева Ирина Ильинична* — д-р экон. наук, профессор, член-корр. РАН, научный руководитель кафедры статистики и эконометрики, Санкт-Петербургский государственный экономический университет; главный научный сотрудник, Социологический институт РАН — филиал ФНИСЦ РАН. 191023, г. Санкт-Петербург, наб. канала Грибоедова, д. 30/32; 190005, г. Санкт-Петербург, ул. 7-я Красноармейская, д. 25/14. E-mail: irinaeliseeva@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0917-5910>.

*Пономаренко Алексей Николаевич* — канд. экон. наук, доцент, директор Международного института профессионального статистического образования, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 109028, г. Москва, Покровский бульвар, д. 11. E-mail: [ponomarenko@hse.ru](mailto:ponomarenko@hse.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9354-7237>.

*Самойлова Марина Александровна* — канд. экон. наук, руководитель Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Ростовской области (Ростовстат). 344018, Ростовская область, г. Ростов-на-Дону, ул. Мечникова, д. 77е. E-mail: [61.samoilova@rosstat.gov.ru](mailto:61.samoilova@rosstat.gov.ru).

### About the authors

*Irina I. Eliseeva* — Dr. Sci. (Econ.), Professor; Corresponding Member of Russian Academy of Sciences; Scientific Director, Department of Statistics and Econometrics, Saint Petersburg State University of Economics (UNECON); Chief Researcher, Sociological Institute of the RAS — Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (SI RAS — FCTAS RAS). 30/32, Griboyedov Channel Emb., St. Petersburg, 191023, Russia; 25/14, 7<sup>th</sup> Krasnoarmeyskaya Str., St. Petersburg, 190005, Russia. E-mail: [irinaeliseeva@mail.ru](mailto:irinaeliseeva@mail.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0917-5910>.

*Alexey N. Ponomarenko* — Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Director, International Institute of Statistical Education, National Research University Higher School of Economics (HSE University). 11, Pokrovsky Blvd., Moscow, 109028, Russia. E-mail: [ponomarenko@hse.ru](mailto:ponomarenko@hse.ru). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9354-7237>.

*Marina A. Samoilova* — Cand. Sci. (Econ.), Head, Rosstat Regional Office of Rostov Region (Rostovstat). 77e, Mechnikova Str., Rostov-on-Don, Rostov region, 344018, Russia. E-mail: [61.samoilova@rosstat.gov.ru](mailto:61.samoilova@rosstat.gov.ru).

## Российский опыт адаптации международных статистических стандартов: к выходу сборника авторских публикаций Б.Т. Рябушкина



Издательство «Статистика России» выпустило в свет сборник статей известного российского статистика-макроэкономиста Бориса Тимоновича Рябушкина (1938–2024) «Очерки макроэкономической статистики: российский опыт адаптации международных статистических стандартов» (М.: Статистика России, 2024. 175 с.). Все они были опубликованы в журнале «Вопросы статистики», который Б.Т. Рябушкин возглавлял на протяжении многих лет.

В статьях раскрывается эволюция международных статистических стандартов и их роль как инструмента реформирования статистики в странах СНГ, освещаются новые требования к статистическому наблюдению и официальной статистической информации. Особое внимание уделяется статистике государственных финансов и национальному счетоводству. Во всех опубликованных работах Б.Т. Рябушкина подчеркивается значение системы национальных счетов (СНС) для экономического анализа и разработки мер государственной политики; СНС рассматривается как важнейший инструмент гармонизации и интеграции отечествен-

ной экономической статистики в мировую статистическую теорию и практику. В сборнике также нашла отражение историческая тематика: становление баланса народного хозяйства и характеристика основных направлений развития общероссийского статистического журнала «Вопросы статистики».

Сборник статей большого ученого, умеющего соединять экономическую теорию с ее статистическим наполнением, выявлять и обсуждать методологические проблемы построения макроэкономических счетов и показателей, несомненно, войдет в научный оборот, привлечет как молодых, начинающих свой путь статистиков и экономистов, так и исследователей, стремящихся к совершенствованию методологии макроэкономической статистики.