

ВОПРОСЫ СТАТИСТИКИ

Том 29 № 4 2022

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: Б.Т. Рябушкин — д. э. н., профессор, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

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

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

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, НИИ статистики Росстата (г. Москва, Россия)

Е.В. Зарова — д. э. н., профессор, ГБУ «Аналитический центр» Правительства города 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)

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

А.С. Крупкина — к. э. н., Центральный банк Российской Федерации (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 — временно исполняющий обязанности губернатора Рязанской области (г. Рязань, Россия)

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)

РЕДАКЦИЯ:

В.П. Шулаков — заместитель главного редактора, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

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

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

Й. Оленьски — д. н., профессор, Университет им. Р. Лазарского (г. Варшава, Польша)

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. Китакаюсю, Япония)

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)

Г.К. Оксенойт — начальник управления международной статистики, Федеральная служба государственной статистики (г. Москва, Россия)

Б.Т. Рябушкин (председатель редакционного совета) — д. э. н., профессор, АНО ИИЦ «Статистика России» (г. Москва, Россия)

П.А. Смелов — к. э. н., заместитель руководителя Департамента экономической политики и развития города Москвы, Правительство Москвы (г. Москва, Россия)

Е.Г. Ясин — д. э. н., профессор, почетный научный руководитель Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (г. Москва, Россия)

ИЗДАТЕЛЬ:

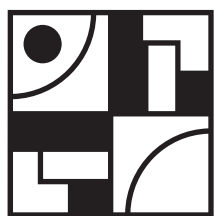
АНО ИИЦ «Статистика России»

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.

E-mail: voprstat@yandex.ru. Сайт: <http://voprstat.elpub.ru>.

Цена свободная. Периодичность — 6 выпусков в год.



VOPROSY STATISTIKI

Vol. 29 No. 4 2022

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: B.T. Ryabushkin – Dr. of Sci. (Econ.), 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)

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

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)

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 – Acting 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)

EDITORIAL TEAM:

V.P. Shulakov – Deputy Editor-in-Chief, Information and Publishing Center «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

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

J. Oleński – Dr. of Econ., Professor, Lazarski University (Warsaw, Poland)

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, State Budgetary Institution «Analytical Center»; Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia)

E.S. Zavarina – Cand. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Research Institute of Statistics of Rosstat (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)

G.K. Oksenoyt – Department Head, International Statistics Department, Federal State Statistics Service (Moscow, Russia)

B.T. Ryabushkin (Chairman of the Editorial Council) – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Information and Publishing Centre «Statistics of Russia» (Moscow, Russia)

P.A. Smelov – Cand. of Sci. (Econ.), Deputy Head, Department of Economic Policy and Development of Moscow, Moscow Government (Moscow, Russia)

E.G. Yasin – Dr. of Sci. (Econ.), Professor, Honorary Academic Supervisor, National Research University Higher School of Economics (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.

E-mail: voprstat@yandex.ru. Website: <http://voprstat.elpub.ru>.

Free price. Publication frequency – 6 issues per year.

В НОМЕРЕ:

ОРГАНИЗАЦИЯ ГОСУДАРСТВЕННОЙ СТАТИСТИКИ

- Актуальные вопросы внедрения системы природно-экономического учета. **К.Э. Лайкам, М.П. Клевакина, И.А. Репин** 5

ИССЛЕДОВАНИЕ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

- Экспериментальные композитные индикаторы циклического реагирования в обследованиях потребительских ожиданий населения. **Л.А. Китрар, Т.М. Липкинд, Р.А. Устинова** 14
- Разработка алгоритма анализа вакансий на рынке труда по данным из открытых источников. **О.А. Хохлова, А.Н. Хохлова, А.Ц. Чойжалсанова** 33

МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ В АНАЛИЗЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИИ

- Подходы к оценке региональной дифференциации смертности от коронавируса. **О.В. Кучмаева, Н.М. Калмыкова, А.В. Колотуша** 42

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА И МЕЖРЕГИОНАЛЬНЫЕ СРАВНЕНИЯ

- Статистическое моделирование региональной производительности труда. **Т.А. Бурцева, А.А. Френкель, А.А. Сурков** 62
- Региональные центры Сибири: социально-экономический и демографический анализ пространственного развития. **М.В. Фомин, И.М. Шнейдерман, Е.А. Лукашенко, Н.Ю. Микрюков, Т.Р. Мирязов** 71

В ПОРЯДКЕ ОБСУЖДЕНИЯ

- Некоторые вопросы методологического обеспечения управления стоимостью банков на российском рынке финансовых услуг. **К.Л. Поляков, М.В. Полякова, Е.А. Загонова** 84
- Анализ потребительского спроса в России: двухэтапное построение аналитических индексов. **В.К. Горбунов, А.Г. Львов** 97

НАУКА И ОБРАЗОВАНИЕ

- Об актуализации профессионального стандарта «Статистик». **Р.А. Хамзин, С.В. Бровчак, В.Н. Салин** 114

IN THIS ISSUE:

ORGANIZATION OF STATE STATISTICS

- Current Issues in the Implementation of the System of Environmental-Economic Accounting.
K.E. Laykam, M.P. Klevakina, I.A. Repin 5

STUDY OF SOCIO-ECONOMIC PROCESSES

- Experimental Composite Indicators of Cyclical Response in Surveys of Consumer Expectations of the Population. **L.A. Kitrar, T.M. Lipkind, R.A. Ustinova** 14
- Development of an Algorithm to Analyze Vacancies in the Labor Market Based on Open-Source Data. **O.A. Khokhlova, A.N. Khokhlova, A.T. Choyzhalsanova** 33

MATHEMATICAL AND STATISTICAL METHODS IN ANALYSIS AND FORECASTING

- Approaches to Assessing Regional Differentiation of Mortality from Coronavirus.
O.V. Kuchmaeva, N.M. Kalmykova, A.V. Kolotusha 42

REGIONAL STATISTICS AND INTERREGIONAL COMPARISONS

- Statistical Modeling of Regional Labor Productivity. **T.A. Burtseva, A.A. Frenkel, A.A. Surkov** 62
- Regional Centers of Siberia: Socio-Economic and Demographic Analysis of Spatial Development. **M.V. Fomin, I.M. Shneiderman, E.A. Lukashenko, N.Yu. Mikryukov, T.R. Miriazov**.... 71

IN THE COURSE OF DISCUSSION

- Some Aspects of Methodological Support of Bank Value Management in the Russian Market of Financial Services. **K.L. Polyakov, M.V. Polyakova, E.A. Zagonova** 84
- The Analysis of Consumer Demand in Russia: Two-Stage Construction of Analytical Indices.
V.K. Gorbunov, A.G. Lvov 97

SCIENCE AND EDUCATION

- On Updating the Professional Standard «Statistician». **R.A. Khamzin, S.V. Brovchak, V.N. Salin**..... 114

Актуальные вопросы внедрения системы природно-экономического учета

Константин Эмильевич Лайкам^{а)},

Марина Петровна Клевакина^{б)},

Игорь Александрович Репин^{б)}

^{а)} Межгосударственный статистический комитет Содружества Независимых Государств, г. Москва, Россия;

^{б)} Федеральная служба государственной статистики, г. Москва, Россия

В статье дается общая характеристика международного стандарта «Центральная основа Системы природно-экономического учета» (Центральная основа СПЭУ), признанного ООН в 2015 г. в качестве основы для формирования 23 индикаторов Целей в области устойчивого развития государства. Статистические данные, получаемые из СПЭУ, позволяют проводить комплексную оценку состояния окружающей среды, способствуют выявлению тенденций и последствий влияния человека на природу, служат инструментом формирования и реализации природоохранной политики в целом, а также позволяют отслеживать выполнение принятых международных обязательств и рекомендаций, в том числе в области устойчивого развития.

В качестве самостоятельного раздела публикации дается изложение особенностей внедрения СПЭУ в отдельных странах мира. Более развернуто отражена работа по освоению указанного стандарта в Российской Федерации, проводимая Федеральной службой государственной статистики. Авторы считают, что с учетом определенной последовательности разработки и внедрения счетов СПЭУ, в первоочередном порядке (в краткосрочной перспективе) следует сосредоточиться на приоритетных счетах, руководствуясь «дорожной картой» внедрения приоритетных счетов СПЭУ, утвержденной распоряжением Правительства Российской Федерации. Информационная база, построенная с помощью рассматриваемых счетов, необходима для международных сопоставлений, расчетов индикаторов ЦУР и показателей «зеленой» экономики.

Ключевые слова: природно-экономический учет, статистика окружающей природной среды, международный статистический стандарт, «Система природно-экономического учета» (СПЭУ), приоритетные счета СПЭУ.

JEL: C80, E01, H23, R11.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-5-13>.

Для цитирования: Лайкам К.Э., Клевакина М.П., Репин И.А. Актуальные вопросы внедрения системы природно-экономического учета. Вопросы статистики. 2022;29(4):5–13.

Current Issues in the Implementation of the System of Environmental-Economic Accounting

Konstantin E. Laykam^{а)},

Marina P. Klevakina^{б)},

Igor A. Repin^{б)}

^{а)} Interstate Statistical Committee of the Commonwealth of Independent States (CIS-Stat), Moscow, Russia;

^{б)} Federal State Statistics Service (Rosstat), Moscow, Russia

The article outlines the international standard, System of Environmental-Economic Accounting (SEEA) — Central Framework, adopted by the UN in 2015 as the basis for developing 23 indicators of the Sustainable Development Goals. Statistical data from SEEA accounts provide the comprehensive assessment of environment, help identify trends and consequences of human impact on nature, serve as a tool for the formation and implementation of environmental policy in general, and help in monitoring the implementation of international obligations and recommendations including sustainable development areas.

A separate section of the article covers specific features of SEEA implementation in selected countries of the world. There is an elaborate reflection of the work on the introduction of this standard to the Russian Federation, carried out by the Federal State Statistics Service. The authors believe that the need for a certain sequence of actions associated with the development and implementation of SEEA accounts gives impetus (in the short term) for the application of priority accounts, guided by the roadmap for the SEEA priority accounts implementation, approved by the order of the Government of the Russian Federation. The information base built using these accounts is necessary for conducting international comparisons, calculations of SDG indicators and green economy indicators.

Keywords: environmental-economic accounting, environmental statistics, international statistical standard, System of Environmental-Economic Accounting (SEEA), SEEA priority accounts.

JEL: C80, E01, H23, R11.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-5-13>.

For citation: Laykam K.E., Klevakina M.P., Repin I.A. Current Issues in the Implementation of the System of Environmental-Economic Accounting. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):5–13. (In Russ.)

Существующий международный статистический стандарт «Центральная основа СПЭУ»¹ был разработан в тесном взаимодействии со статистическими службами стран-членов ООН, активное участие в этом процессе принимали российские статистики. Следует отметить, что именно по инициативе представителей нашей страны было откорректировано название стандарта, с заменой термина «экологический» на «природный», что сделало его более адекватным, расширило область применения, особенно для стран, обладающих значительными запасами природных активов.

Центральная основа СПЭУ использует системный подход к организации информации по вопросам окружающей среды и экономики, применяются учетные понятия, структуры, правила и принципы Системы национальных счетов². На практике данный международный статистический стандарт включает составление таблиц физических показателей ресурсов и использования, функциональных счетов (например, счетов расходов на охрану окружающей среды) и счетов активов применительно к природным ресурсам.

Даже учитывая высокий статус данного документа, специалистам в области природно-экономического учета нередко приходится сталкиваться с вопросом: «Зачем составлять счета природно-экономического учета, разве статистики окружающей среды недостаточно?». Но несмотря на то, что при формировании статистики окружающей среды применяется системный подход, зачастую результат отвечает на один определенный вопрос или проблему, трудно понять включены ли все «разрезы» статистической информации, а также не всегда легко увидеть всю картину или ее отношение к другим показателям. Счета СПЭУ помогают понять общую картину и определить

недостающие элементы, а также могут устанавливать связи с другими отраслями статистики, особенно с экономической. Данную информацию можно использовать для составления совокупных показателей для решения широкого круга задач управления [1].

В дополнение к международному статистическому стандарту «Центральная основа СПЭУ» под эгидой различных учреждений ООН, ОЭСР и Евростата разработан ряд методологических документов по формированию отдельных счетов СПЭУ: СПЭУ-Водные ресурсы (2012), Экологические налоги (2013, 2019), СПЭУ-Экспериментальный экосистемный учет (2014), Выбросы в атмосферу (2015), Экологические субсидии и подобные им трансферты (2015), Сектор природоохранных и природосберегающих товаров и услуг (2016), Счета расходов на охрану окружающей среды (2017), СПЭУ-Сельское хозяйство, лесоводство и рыболовство (2018), Потоки материалов (2018), СПЭУ-Энергетические ресурсы (2019) [2, 3]. Данные методологические документы опубликованы в основном на английском языке, что не ускоряет процесс освоения счетов СПЭУ в России.

Внедрение СПЭУ в странах мира

Основным источником информации о внедрении СПЭУ в странах мира служит отчет Статистического отдела ООН «Глобальная оценка природно-экономического учета» [4, с. 41]. По состоянию на конец 2021 г. 90 стран (или 64% от числа отчитавшихся в Статистический отдел ООН) ведут работу по применению СПЭУ³. Среди стран, которые не осуществляют работ по применению СПЭУ, 27 стран указали, что планируют начать формирование счетов в будущем (см. рис. 1).

¹ URL: https://unstats.un.org/unsd/envaccounting/seeaRev/CF_trans/SEEA_CF_Final_ru.pdf.

² URL: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/sna2008russian.pdf>.

³ URL: <https://unstats.un.org/unsd/statcom/53rd-session/documents/BG-3I-Global-Assessment-E.pdf>.

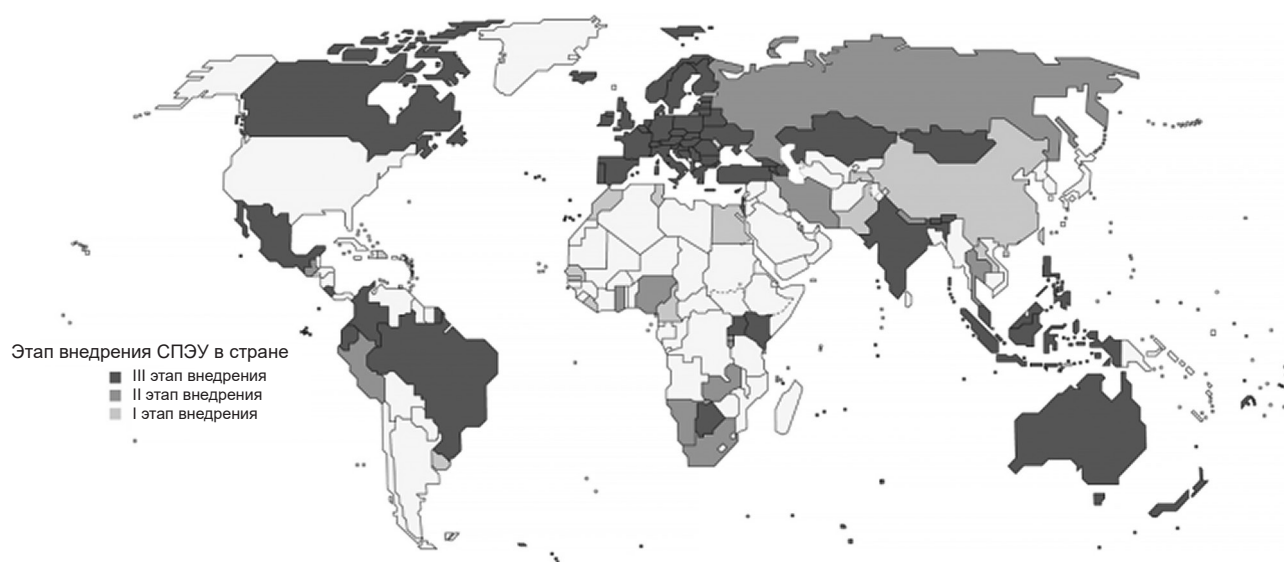


Рис. 1. Внедрение СПЭУ в странах мира по данным Глобальной оценки природно-экономического учета ООН

Источник: отредактировано авторами на основе данных Статистического отдела ООН. URL: <https://seea.un.org/content/global-assessment-environmental-economic-accounting> (дата обращения: 18.05.2022).

Стоит отметить, что применение СПЭУ не требует обязательного составления каждой таблицы и счета в отношении всех активов окружающей среды, потоков ресурсов или расходов на охрану окружающей среды. Такое применение может быть модульным, принимая во внимание лишь те аспекты окружающей среды, которые приоритетны для страны.

В проведенной Глобальной оценке Статистического отдела ООН также учитывался и этап внедрения СПЭУ странами. Согласно сводным итогам, из 90 стран, которые ведут работу по при-

менению СПЭУ, 62 страны регулярно формируют и публикуют счета СПЭУ (III этап внедрения), 15 стран, в том числе Россия, опубликовали счета СПЭУ, но не имеют регулярной основы для осуществления работ (II этап внедрения) и 13 стран формируют счета СПЭУ, но не публиковали итоги (I этап внедрения).

Интересно отметить, что наиболее часто формируемые счета СПЭУ различаются между странами с развитой и развивающейся экономикой согласно классификации ООН (см. таблицу 1).

Таблица 1

Распределение стран в соответствии с уровнем экономического развития согласно классификации ООН по формируемым счетам СПЭУ

Все страны		Развитые страны		Развивающиеся страны	
счет	количество стран (в % от общего числа)	счет	количество стран (в % от общего числа)	счет	количество стран (в % от общего числа)
Энергетика	47 (56%)	Расходы на охрану окружающей среды	35 (83%)	Энергетика	20 (48%)
Расходы на охрану окружающей среды	43 (51%)	Экологические налоги и субсидии	35 (83%)	Вода	19 (45%)
Потоки материалов	41 (49%)	Выбросы в атмосферу	33 (79%)	Древесина	15 (36%)
Экологические налоги и субсидии	39 (46%)	Потоки материалов	31 (74%)	Земля	12 (29%)
Выбросы в атмосферу	38 (45%)	Экологические товары и услуги	30 (71%)	Потоки материалов	10 (24%)
Экологические товары и услуги	33 (39%)	Энергетика	27 (64%)	Расходы на охрану окружающей среды	8 (19%)
Вода	30 (36%)	Вода	11 (26%)	Выбросы в атмосферу	5 (12%)

Источник: составлено авторами по данным Глобальной оценки природно-экономического учета ООН⁴.

⁴ URL: https://unstats.un.org/unsd/statcom/52nd-session/documents/BG-3f-2020_GA_report_%20draft_%20ver7_nomap-E.pdf.

Наиболее часто формируемыми счетами СПЭУ в странах с развивающейся экономикой являются счета, связанные с энергетикой и водными ресурсами. Страны с развитой экономикой отдают приоритет счетам расходов на охрану окружающей среды, экологических налогов и субсидий и выбросам в атмосферу. В этой связи важно отметить, что с 2013 г. в Европейском союзе существуют обязательства стран по составлению счетов выбросов в атмосферу, экологических налогов и субсидий, а также счетов потоков материалов. Кроме того, с 2017 г. для стран Европейского союза обязательно предоставление в Евростат данных по счетам расходов на охрану окружающей среды [5, с. 135], экологических товаров и услуг и потоков энергии в физическом выражении. Поскольку страны Европейского союза составляют значительную часть стран с развитой экономикой в классификации ООН, то такой результат является закономерным.

Опыт зарубежных стран показывает, что составление счетов СПЭУ должно осуществляться в сотрудничестве специалистов субъектов официального статистического учета и научно-исследовательских организаций природоохранного блока. Координирующая роль по внедрению учета отводится национальным статистическим ведомствам.

Внедрение счетов природно-экономического учета в России

Одним из принципов официального статистического учета и системы государственной статистики России является применение научно обоснованной официальной статистической

методологии, соответствующей международным стандартам и принципам официальной статистики. Внедрение международного статистического стандарта «Центральная основа СПЭУ» представляется необходимым элементом развития государственной статистики и информационного обеспечения формирования экономической политики и является одной из задач Стратегии развития Росстата до 2024 г.⁵

До 2013 г. формирование счетов СПЭУ в России носило фрагментарный характер: формировались отдельные показатели в экологической статистике, проводилась исследовательская работа в институтах. Систематическая работа по внедрению СПЭУ начата в 2013 г. [6, с. 378]. Подробнее о генезисе вопроса статистики окружающей среды и осуществления проектов СПЭУ в Российской Федерации на национальном, региональном и муниципальном уровнях изложено в ряде исследований [7–9], а также подробно раскрыты проблемы внедрения счетов активов СПЭУ, их взаимосвязь с показателями Системы национальных счетов.

Стоит отметить, что к настоящему времени в части учета природных активов в Федеральном плане статистических работ определены федеральные органы исполнительной власти (ФОИВ), ответственные за разработку официальной статистической информации о запасах природных активов в соответствии с вопросами их ведения. Природные активы отражаются в группе нефинансовых активов баланса активов и пассивов системы национальных счетов. Данные на конец 2017, 2018, 2019 и 2020 годов доступны на сайте Росстата. Фрагмент баланса активов и пассивов приведен в таблице 2.

Таблица 2

Фрагмент баланса активов и пассивов на конец 2017, 2018, 2019 и 2020 годов
(в ценах на конец соответствующего года, млрд рублей)

Тип актива	2017	2018	2019	2020
Активы	899 562	1 064 862	1 128 221	1 470 086
Нефинансовые активы	411 061	513 915	539 051	764 861
Непроизведенные активы	61 023	102 991	94 191	257 895
Природные ресурсы ¹	61 023	102 991	94 191	257 895
минеральные и энергетические полезные ископаемые	55 238	93 412	83 333	59 678
некультивируемые биологические ресурсы	5 785	8 191	9 316	10 443
в том числе:				
растительного происхождения (лесные)	5 525	7 906	9 023	10 144
животного происхождения (охотничьи)	260	285	293	299
водные ресурсы	x	1 388	1 542	1 677

¹ По данным Минприроды России.

Источник: сайт Росстата. URL: [https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/balans_aktiv_passiv\(1\).xlsx](https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/balans_aktiv_passiv(1).xlsx) (дата обращения: 22.02.2022).

⁵ URL: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/Strategy.pdf>.

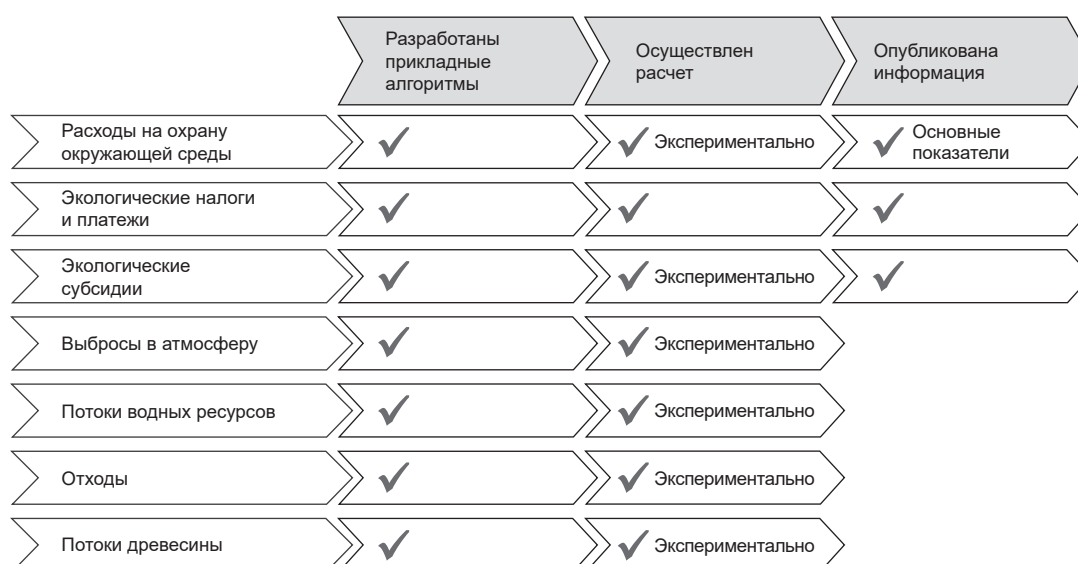


Рис. 2. Подготовительные работы по внедрению отдельных счетов СПЭУ, проведенные Росстатом в 2018–2021 гг.

Источник: составлено авторами.

В связи с тем, что «Центральная основа СПЭУ» помимо учета активов применительно к природным ресурсам содержит информацию о потоках ресурсов в физическом выражении и расходов на охрану окружающей среды, Росстат в 2018–2021 гг. провел подготовительные работы по информационному и методическому обеспечению ряда новых для страны счетов (см. рис. 2).

В группе счетов деятельности в области окружающей среды ведется работа по построению счетов расходов на охрану окружающей среды, экологических налогов, платежей и субсидий. В группе счетов потоков в физическом выражении ведется работа по построению счета выбросов в атмосферу, счетов потоков водных ресурсов, отходов и древесины. В группе счетов активов окружающей природной среды разрабатывается счет активов для ресурсов древесины. Заполняемость статистическими данными счетов варьируется в пределах 65–100%. Ведется работа по развитию информационной базы для их полноценного заполнения.

В рамках совместной работы с ОЭСР Росстат осуществил экспериментальное формирование счета экологических налогов и платежей за 2015 и 2016 гг. (см. таблицу 3). По результатам этой работы утверждены методические указания по формированию соответствующего счета СПЭУ в России⁶. Расширен динамический ряд.

Экологические налоги и платежи группируются по категориям налоговой базы, институциональным секторам и отраслям экономики. Отношение экологических налогов к ВВП на уровне 3–4% является сопоставимым со сложившейся тенденцией в странах ОЭСР⁷.

По заказу Росстата были проведены научные исследования по разработке методологии построения Системы экономических счетов окружающей природной среды. В рамках этой работы были проанализированы счета «Центральной основы СПЭУ» на предмет возможности, полноты и актуальности их формирования в нашей стране.

Анализ имеющихся источников информации выявил существенный список федеральных органов исполнительной власти, чьи данные необходимы для построения счетов СПЭУ. Наряду с природоохранными ведомствами, в компетенции которых находятся вопросы учета состояния и использования природных активов, в список вошли также Минфин России, ФТС России, Казначейство России. Такая картина «участников процесса» предполагает тесное межведомственное взаимодействие.

К настоящему времени общая обеспеченность данными счетов СПЭУ находится на уровне 50%. Представляется, что это в целом неплохой результат, поскольку в практике стран, которые уже

⁶ URL: https://gks.ru/bgd/free/meta_2010/IssWWW.exe/Stg/2020/met-ukaz-ekol.docx.

⁷ URL: <https://data.oecd.org/envpolicy/environmental-tax.htm>.

Таблица 3

Итоги разработки счета экологических налогов и платежей
(млрд рублей)

Категория экологических налогов и платежей	Поступления					
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Экологические налоги — всего	4603	4388	5395	3429	2909	3059
в том числе:						
налоги на энергоносители	4406	4143	5091	3119	2552	2596
транспортные налоги	148	164	173	194	188	215
налоги на загрязнение окружающей среды	48	80	130	112	159	220
налоги на природные ресурсы	1	1	1	4	10	28
Прочие экологические платежи — всего	2619	2855	3141	3390	3115	4363
в том числе:						
платежи за землепользование	2	3	5	8	23	21
платежи за добычу нефти и природного газа	2470	2588	2934	3199	2886	4113
платежи за добычу природных ресурсов (за исключением нефти и природного газа)	145	260	198	177	199	221
штрафы	2	3	4	5	7	8
<i>Справочно:</i> экологические налоги в % к ВВП	6,8	6,0	6,8	4,1	3,4	3,3

Источник: сайт Росстата. URL: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/itogi_form-schet.pdf (дата обращения: 22.02.2022).

публикуют счета на постоянной основе, нередко случаи, когда ряд показателей из счета не рассчитывается ввиду отсутствия данных.

Относительно последовательности разработки и внедрения счетов СПЭУ, в первоочередном порядке (в краткосрочной перспективе) следует сосредоточиться именно на приоритетных счетах, руководствуясь «дорожной картой» внедрения приоритетных счетов СПЭУ, утвержденной распоряжением Правительства Российской Федерации⁸. Информация этих счетов необходима для международных сопоставлений, расчетов индикаторов ЦУР и показателей «зеленой» экономики.

В «дорожной карте» проработана общая последовательность работ по приоритетным счетам, определены сроки их внедрения в статистическую практику. Представляется, что работа по внедрению счетов должна выполняться последовательно, отдельными модулями, развивая информационную и методологическую базу.

Мероприятия «дорожной карты» сгруппированы в три блока: нормативное правовое обеспечение, разработка методических указаний по конкретным счетам СПЭУ, а также мероприятия по формированию официальной статистической информации, то есть непосредственно публикация счетов.

Первый блок объединяет мероприятия по нормативному и организационному обеспечению работ:

- внесение изменений в Федеральный план статистических работ в части формирования официальной статистической информации, в положения о федеральных органах исполнительной власти, ответственных за формирование счетов СПЭУ, для закрепления необходимых компетенций и ответственности относительно СПЭУ, в соглашения, устанавливающие порядок межведомственного обмена актуальной информацией (при необходимости);

- принятие ведомственных распорядительных документов об организации работ по формированию счетов и создание межведомственных рабочих групп по направлениям СПЭУ;

- разработка общероссийского классификатора направлений природоохранной деятельности и деятельности по управлению природными ресурсами;

- внесение изменений в Общероссийский классификатор продукции по видам экономической деятельности (ОКПД 2) в части дополнения перечня природоохранных и природосберегающих товаров и услуг (при необходимости).

Мероприятия *второго блока* — разработка методических указаний — сформированы применительно к конкретным счетам СПЭУ.

⁸ Распоряжение Правительства Российской Федерации от 15 февраля 2022 г. № 247-р // Собрание законодательства Российской Федерации. № 8.

В перечень приоритетных счетов включены следующие счета (в скобках указан год внедрения счета в статистическую практику Российской Федерации):

- счет водных ресурсов (2023 г.),
- счет выбросов в атмосферный воздух (2023 г.),
- счет отходов производства и потребления (2025 г.),
- счет экологических налогов и платежей (2022 г.),
- счет экологических субсидий и подобных им трансфертов (2023 г.),
- счет природоохранных и природосберегающих товаров и услуг (2025 г.),
- счет расходов на охрану окружающей среды (2025 г.),
- счет ресурсов древесины (2023 г.),
- счет водных биологических ресурсов (2025 г.).

Эти счета характеризуются как наиболее информационно и методологически обеспеченные к настоящему времени.

Третий блок объединяет мероприятия по формированию официальной статистической информации перечисленных счетов СПЭУ. В данном разделе также указаны сроки публикации информации. Все работы третьего раздела будут внесены в Федеральный план статистических работ.

В дальнейшем, после 2025 г., разработку и внедрение счетов предлагается выполнять, руководствуясь соображениями актуальности, методической и информационной обеспеченности.

Заключение

В данной работе осуществлен обзор международного статистического стандарта «Центральная основа СПЭУ», рассмотрен процесс внедрения СПЭУ в странах мира и представлены достигнутые результаты, а также перспективы работ по внедрению природно-экономического учета в Российской Федерации. Актуальность внедрения СПЭУ обусловлена формированием системного подхода к информации по вопросам взаимосвязи экономики и окружающей среды.

Авторами установлено, что в России проведен комплекс подготовительных работ, изучено информационное и методическое обеспечение ряда новых для страны счетов. Особое внимание уделено внедрению счетов, определенных в качестве приоритетных для внедрения в статистическую

практику нашей страны до 2025 г.: счета водных ресурсов, выбросов в атмосферный воздух, отходов производства и потребления, экологических налогов и платежей, экологических субсидий и подобных им трансфертов, природоохранных и природосберегающих товаров и услуг, расходов на охрану окружающей среды, ресурсов древесины, а также водных биологических ресурсов. В настоящее время данные счета рассматриваются как наиболее методически и информационно обеспеченные для внедрения в Российской Федерации. Для выполнения поставленных задач требуется межведомственная координация работ, которая отводится Минэкономразвития России и Росстату. Решения, принимаемые на основе статистических данных по указанным счетам, должны способствовать обеспечению качества окружающей среды, необходимого для благоприятной жизни человека и устойчивого развития экономики [10, с. 71].

В долгосрочной перспективе планируется разработка счетов, по которым требуются значительные ресурсы для методологической проработки и сбора данных. При этом отдельное внимание планируется уделить методологии экосистемного учета ввиду принятия в качестве методологического руководства и утверждения глав 1–7 из этого документа как международного статистического стандарта на 52-й сессии Статистической комиссии ООН в марте 2021 г.⁹ [11, 12].

Литература

1. Думнов А.Д., Фоменко Г.А., Фоменко М.А. Экосистемный учет как дальнейшее развитие системы комплексного природно-ресурсного и экономического учета и СНС // Вопросы статистики. 2015. № 5. С. 11–34.
2. Думнов А.Д., Борискин Д.А., Рыбальский Н.Г. О некоторых методах макростатистического анализа природопользования и охраны окружающей природной среды // Век глобализации. 2017. № 2. С. 37–50.
3. Репин И.А. Система природно-экономического учета как источник статистических данных для оценки международных индикаторов окружающей среды // Наука о данных. Материалы международной научно-практической конференции. Санкт-Петербург, 2020. С. 255–257.
4. Вайнштейн П.А., Хабиб М.Д., Теплякова М.Ю. О развитии системы природно-экономического учета в Российской Федерации. Актуальные проблемы управления // Материалы 24-й международной научно-практической конференции. Москва, 2020. С. 38–41.

⁹ URL: <https://unstats.un.org/unsd/statcom/52nd-session/documents/2021-30-FinalReport-R.pdf>.

5. **Волкова Н.В.** Статистика затрат на охрану окружающей природной среды и их отражение в системе национальных счетов // *Сервис в России и за рубежом*. 2012. № 9. С. 131–138.

6. **Репин И.А.** Формирование счетов системы природно-экономического учета в Российской Федерации // *Модернизация России: приоритеты, проблемы, решения*. Материалы XIX Национальной научной конференции с международным участием. Москва, 2020. С. 378–380.

7. **Думнов А.Д.** Статистика окружающей природной среды: история и современность // *Вопросы статистики*. 2008. № 3. С. 5–18.

8. **Татаринов А.А., Фоменко Г.А., Фоменко М.А.** Проблемы внедрения Системы природно-экономического учета в России // *Вопросы статистики*. 2018. Т. 25. № 3. С. 68–78.

9. **Шашлова Н.В., Клевакина М.П., Репин И.А., Думнов А.Д.** Комплексная система статистических показателей охраны окружающей природной среды

в Российской Федерации // *Вопросы статистики*. 2018. Т. 25. № 7. С. 3–12.

10. **Фоменко Г.А., Фоменко М.А.** Глобализация целей устойчивого развития и информационное обеспечение в сфере рационального природопользования и охраны окружающей среды. Хартия Земли – практический инструмент решения фундаментальных проблем устойчивого развития // *Сборник материалов междунар. науч.-практ. конф., посвященной 15-летию реализации принципов Хартии Земли в Республике Татарстан*. Казань, 2016. С. 70–76.

11. **Вайнштейн П.А., Теплякова М.Ю., Хабиб М.Д.** Методологические основы экспериментального учета экосистем и их внедрение в статистику Российской Федерации // *Первый международный Львовский форум. Сборник научных докладов*. Москва, 2020. С. 172–175.

12. **Вайнштейн П.А., Хабиб М.Д., Теплякова М.Ю.** Особенности организации и анализа учета экосистемных услуг на примере Байкальской природной территории // *Вестник университета*. 2021. № 2. С. 51–59.

Информация об авторах

Лайкам Константин Эмильевич – д-р экон. наук, канд. техн. наук, председатель Межгосударственного статистического комитета Содружества Независимых Государств, член Совета руководителей статистических служб государств – участников Содружества Независимых Государств, зав. лабораторией РЭУ имени Г.В. Плеханова. 107450, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 39, стр. 1. E-mail: laykam@cisstat.org. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3205-1457>.

Клевакина Марина Петровна – заместитель начальника Управления статистики сельского хозяйства и окружающей природной среды, Федеральная служба государственной статистики. 107450, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 39, стр. 1. E-mail: klevakina@gks.ru.

Репин Игорь Александрович – начальник отдела Управления статистики сельского хозяйства и окружающей природной среды, Федеральная служба государственной статистики, аспирант РЭУ имени Г.В. Плеханова. 107450, г. Москва, ул. Мясницкая, д. 39, стр. 1. E-mail: repinia@gks.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4625-7130>.

References

1. **Dumnov A.D., Fomenko G.A., Fomenko M.A.** Eco-system Accounting as a Future Development of the System of Integrated Environmental and Economic Accounting and SNA. *Voprosy Statistiki*. 2015;(5):11–34. (In Russ.)

2. **Dumnov A.D., Boriskin D.A., Rybalsky N.G.** About Some Macro-Statistical Methods of Nature Management and Environmental Protection Analysis. *Age of Globalization*. 2017;22(2):37–50. (In Russ.)

3. **Repin I.A.** System of Environmental-Economic Accounting as a Statistics Source for International Environmental Indicators Assessment. In: *Proceedings of the International Scientific and Practice Conference «Data Science»*. Saint-Petersburg; 2020. P. 255–257. (In Russ.)

4. **Vainshtein P.A., Khabib M.D., Teplyakova M.Yu.** On the Development of the System of Environmental-Economic Accounting in the Russian Federation. In: *Proceedings of the 24th International Scientific and Practical Conference «Actual Problems of Management – 2019»*. Moscow; 2020. P. 38–41. (In Russ.)

5. **Volkova N.V.** Statistics on Environmental Expenses. *Service in Russia and Abroad*. 2012;(9):131–138. (In Russ.)

6. **Repin I.A.** Compiling Accounts within the System of Environmental-Economic Accounting in the Russian Federation. In: *Proceedings of the XIX National Scientific Conference with International Participation «Modernization of Russia: Priorities, Problems, Solutions»*. Moscow; 2020. P. 378–380. (In Russ.)

7. **Dumnov A.D.** Statistics of Environment: History and Modernity. *Voprosy Statistiki*. 2008;(3):5–18. (In Russ.)

8. **Tatarinov A.A., Fomenko G.A., Fomenko M.A.** Challenges of Implementing the System of Environmental-Economic Accounting in Russia. *Voprosy Statistiki*. 2018;25(3):68–78. (In Russ.)

9. **Shashlova N.V., Klevakina M.P., Repin I.A., Dumnov A.D.** Integrated System of Statistical Indicators of Environmental Protection in the Russian Federation. *Voprosy Statistiki*. 2018;25(7):3–12. (In Russ.)

10. **Fomenko G.A., Fomenko M.A.** Globalization Goals of Sustainable Development and Information Support in the Field of Environmental Management and Environmental Protection. The Earth Charter is a Practical Tool for Solving the Fundamental Problems of Sustainable Development. In: *Proceedings of the International Conference Dedicated*

to the 15th Anniversary of the Implementation of the Principles of the Earth Charter in the Republic of Tatarstan. Kazan; 2016, pp. 70–76. (In Russ.).

11. **Vainshtein P.A., Teplyakova M.Yu., Khabib M.D.** Methodological Bases on Experimental Ecosystem Accounting and Its Implementation into Russian Statistics.

In: *First International Lvov Forum. Collection of Scientific Reports*. Moscow; 2020. P. 172–175. (In Russ.).

12. **Vainshtein P.A., Khabib M.D., Teplyakova M.Yu.** Features of the Organization and Analysis of Accounting of Ecosystem Services on the Example of the Baikal Natural Territory. *Vestnik Universiteta*. 2021;(2):51–59. (In Russ.)

About the authors

Konstantin E. Laykam – Dr. Sci. (Econ.), Cand. Sci. (Tech.); Chairman, Interstate Statistical Committee of the Commonwealth of Independent States (CIS-Stat); Head of Laboratory, Plekhanov Russian University of Economics. 39, Myasnitskaya St., Bldg. 1, Moscow, 107450, Russia. E-mail: laykam@cisstat.org. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3205-1457>.

Marina P. Klevakina – Deputy Head, Agriculture and Environment Statistics Department, Federal State Statistics Service (Rosstat). 39, Myasnitskaya St., Bldg. 1, Moscow, 107450, Russia. E-mail: klevakina@gks.ru.

Igor A. Repin – Chief of Division, Agriculture and Environment Statistics Department, Federal State Statistics Service (Rosstat); Postgraduate Student, Plekhanov Russian University of Economics. 39, Myasnitskaya St., Bldg. 1, Moscow, 107450, Russia. E-mail: repinia@gks.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4625-7130>.

Экспериментальные композитные индикаторы циклического реагирования в обследованиях потребительских ожиданий населения

Людмила Анатольевна Китрар,
Тамара Михайловна Липкинд,
Регина Алексеевна Устинова

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

В статье предложены теоретическое обоснование и процедура расчета новых композитных индикаторов на основе результатов ежеквартальных обследований потребительских ожиданий населения, проводимых Федеральной службой государственной статистики. Изучены информационные возможности обследований за период 2005–2021 гг. для определения лучшей альтернативы традиционному индексу потребительской уверенности в контексте ранних оценок темпа роста конечного потребления домашних хозяйств в стране. Рассчитан экспериментальный индекс потребительского поведения, отражающий общий профиль в динамике ключевых параметров активности потребителей. Основу для расчета индекса составляют временные ряды первичных индикаторов обследований с высокими коэффициентами кросс-корреляции и подтвержденной причинно-следственной связью со статистическим референтом — темпом роста расходов на конечное потребление домашних хозяйств. Новый индекс потребительского беспокойства с контрнаправленным профилем оценивает масштабы и тенденции реагирования домашних хозяйств на конъюнктурные шоки в зависимости от величины краткосрочных разрывов между текущими значениями компонент индикатора с их долгосрочным средним значением.

В соответствии с предложенной процедурой статистического тестирования временных рядов и расчета новых индикаторов был проведен кросс-корреляционный анализ, исследована причинность по Грейнджеру, применен метод главных компонент, выделены ненаблюдаемые компоненты циклического характера в динамике индекса потребительского поведения и его референта с помощью статистических фильтров Ходрика — Прескотта, Кристиано — Фицджеральда и Калмана, а также продемонстрировано пофазное движение циклических компонент. Подтверждены статистически значимое циклическое соответствие и тесная связь опережающего и совпадающего характера между композитным индексом обследований и темпом роста конечного потребления населения.

Ключевые слова: опросы потребителей, индекс потребительского поведения, индекс потребительского беспокойства, композитные индикаторы циклического реагирования, потребительские настроения, потребительские ожидания.

JEL: C14, C38, C82, E32.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-14-32>.

Для цитирования: Китрар Л.А., Липкинд Т.М., Устинова Р.А. Экспериментальные композитные индикаторы циклического реагирования в обследованиях потребительских ожиданий населения. Вопросы статистики. 2022;29(4):14–32.

Experimental Composite Indicators of Cyclical Response in Surveys of Consumer Expectations of the Population

Liudmila A. Kitrar,
Tamara M. Lipkind,
Regina A. Ustinova

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

The article proposes a theoretical rationale and procedure for constructing new composite indicators that combine the results of quarterly consumer expectations surveys conducted by the Federal State Statistics Service (Rosstat). The information capabilities of surveys for the period 2005–2021 were studied to find the best alternative to the traditional consumer confidence index in the context of early estimates of the growth in household final consumption. The experimental Consumer Behavior Index reflects the «common profile» in the changes in the key parameters of consumer activity. The index is based on time series of primary survey indicators with high cross-correlation coefficients and a confirmed

statistically significant causal relationship with a statistical referent – the growth rate of the final consumption expenditure of households. The new Consumer Anxiety Index with a counter-directional profile assesses the scale and tendencies of household response to market shocks based on short-term gaps between the indicator components and their long-term average.

In accordance with the proposed procedure for statistical testing of the time series, a cross-correlation analysis was carried out. Granger causality was studied, principal component analyses applied, unobservable cyclical components were identified in the dynamics of the Consumer Behavior Index and the referent using Hodrick – Prescott, Christian – Fitzgerald and Kalman statistical filters, and phase-by-phase movement of these components is demonstrated. A statistically significant cyclical correspondence and a close relationship of leading and coinciding nature between the composite survey-based index and the growth rate of the final consumption expenditure of households were confirmed.

Keywords: consumer surveys, consumer behavior index, consumer anxiety index, composite indicators of cyclical response, consumer sentiment, consumer expectations.

JEL: C14, C38, C82, E32.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-14-32>.

For citation: Kitrar L.A., Lipkind T.M., Ustinova R.A. Experimental Composite Indicators of Cyclical Response in Surveys of Consumer Expectations of the Population. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):14–32. (In Russ.)

Введение: истоки и теоретические предпосылки исследования

Обследования потребительских тенденций, направленные на измерение настроений домашних хозяйств в отношении потребления и сбережений, проводятся в настоящее время в более чем 45 странах мира. Результаты таких обследований, основанные на мнениях и ожиданиях респондентов, востребованы экономистами, политиками, властными структурами и общественностью.

Автором индикаторов настроений и доверия потребителей признан основатель теории психологической экономики Дж. Катона, который впервые заявил о целесообразности прямого включения эмпирических данных об ожиданиях и намерениях домашних хозяйств в отношении расходов и сбережений в модели потребительского поведения [1–6].

Одновременно с исследованиями потребительских настроений в научном и экспертном мире усиливалась значимость результатов любых секторальных обследований хозяйственной конъюнктуры и деловых тенденций. Преимущественно изучалась возможность сравнительного анализа временных рядов показателей обследований, представленных в виде «балансов мнений»¹ и являющихся порядковой статистикой, с циклической динамикой традиционных количественных показателей.

Обширная научная и эмпирическая литература подтверждает, что преобладающая часть всей совокупности оцифрованных и обобщенных результатов обследований, являясь ценным источником информации для микроэконометрического анализа поведения экономических агентов, показала также устойчивую связь с циклическими паттернами многих общих референтных рядов [7]. Соответствующие «балансы мнений» можно использовать и с целью построения композитных индикаторов бизнес-циклов, и как быстрый инструмент визуализации цикличности экономического развития. Накопленные и квантифицированные² предпринимательские мнения во многих секторах экономики могут иметь достаточно широкое применение в качестве оперативных заменителей соответствующей количественной статистики, а также исходных переменных в моделях наукастинга и краткосрочного прогнозирования.

Многие наши эмпирические исследования также являются свидетельством успешного применения в макроэкономическом анализе информации секторальных обследований, организованных в России национальной статистической службой (Росстатом). В основном это касается измерений экономических настроений в контексте их связи с темпами роста ВВП и индекса промышленного производства [8–11].

¹ Баланс — разность долей респондентов, отметивших «увеличение» и «уменьшение» показателя по сравнению с предыдущим периодом, или разность долей респондентов, отметивших такие уровни показателя, как «выше нормального» и «ниже нормального» в отчетном периоде; измеряется в процентах («нормальный» уровень — достаточный, допустимый, приоритетный для сложившихся условий в период проведения обследования).

² Метод квантификации мнений респондентов описан в разделе статьи «Основные данные исследования».

Полученный опыт позволяет нам обратить внимание на результаты самых масштабных в стране обследований потребительских ожиданий, проводимых Росстатом на протяжении свыше 20 лет. В частности, мы предлагаем комплексную процедуру расчета и методологическое обоснование экспериментального композитного *индекса потребительского поведения* как возможной альтернативы существующему индексу потребительской уверенности Росстата с учетом его более высокой эффективности в отслеживании циклических характеристик в динамике роста конечного потребления домашних хозяйств — важнейшей компоненты оценки ВВП по методу конечного использования (расходов) в стране. Наряду с этим будет рассмотрен новый композитный *индекс потребительского беспокойства*, позволяющий оперативно отражать динамику и потенциал формирующихся уязвимостей в потребительской активности, особенно значимых для определения экономической и денежно-кредитной политики в периоды нарастания кризисных событий и рисков со стороны спроса населения.

Обзор научной литературы

При постепенном развитии научных и эмпирических исследований все большую популярность приобрели модификации теории, основывающейся на постулатах Дж. Катоны. Так, Р. Кэмпбелл и Н. Мэнкью, отклонившись от классической гипотезы LC-PIH (Life Cycle — Permanent Income Hypothesis) [12] о связи всех расходов с постоянным доходом в течение жизненного цикла, подтвердили целесообразность связывать потребление домашних хозяйств преимущественно с текущим доходом [13]. В работе [14] утверждалось, что домашние хозяйства, сталкиваясь с неопределенностью относительно своих будущих доходов, больше склоняются к предупредительным сбережениям, снижая потребление, и поэтому их поведение с меньшей вероятностью соответствует классической теории.

Одновременно расширялись исследования, свидетельствующие о статистической значимости совпадающих и запаздывающих индикаторов потребительских настроений в прогнозировании как динамики расходов на конечное потребление, так и макроэкономического роста в целом [15–21]. В частности, в работе [21] впервые

было предложено исследовать причинно-следственную связь по Грейнджеру [22] между переменными обследований и макроэкономическим ростом с использованием гибкой лаговой структуры с предварительным тестированием временных рядов на стационарность. В исследовании [17] оценивалась смена настроений потребителей в зависимости от текущих экономических условий и сделан вывод о существенной связи индикаторов потребительской уверенности домашних хозяйств и покупок ими товаров длительного пользования, их устойчивой корреляции с макроэкономическими переменными. По мнению [20], при помощи индекса доверия потребителей можно предсказать расходы на потребление, а настроение потребителей может также действовать как катализатор экономических колебаний.

В работе [23] подтверждена возможность прогнозировать будущие изменения в расходах домашних хозяйств на основе информации о потребительских настроениях, особенно для индикации периодов рецессии и подъема. Таким образом, была выявлена значимая связь между колебаниями индекса потребительского доверия и вариациями роста ВВП, подчеркнута роль настроений домашних хозяйств в колебаниях бизнес-циклов. Определение устойчивой взаимосвязи потребительского доверия с макроэкономическими переменными позволило оценивать экономические перспективы с большей оперативностью по сравнению с традиционной статистикой [24]. Авторы [25] выдвинули тезис о целесообразности использования потребительской уверенности в качестве первого предиктора расходов на конечное потребление домашних хозяйств, особенно в периоды крупных экономических или политических потрясений, которые обычно сопровождаются высокой волатильностью потребительской уверенности. Результаты исследований [26 и 27] также подтвердили способность показателей опросов отражать информацию о будущем совокупном росте потребительских расходов, причем адекватность прогнозов циклических изменений в экономике возрастает вблизи поворотных моментов [28 и 29].

В известных работах Р. Кёртина [30–32] данные обследований потребителей определялись как опережающие индикаторы будущих изменений в макроэкономике. Основываясь на серии тестов причинно-следственной связи по Грейнджеру, автор подтвердил, что индикаторы по-

требительской уверенности предсказывают широкий спектр экономических переменных, даже несмотря на их существенные различия, в том числе в разных странах. Была предложена новая концепция потребительской уверенности, основанная на изменениях в знаниях и опыте потребителей, увеличении доступности экономической информации, сдвигах в структуре спроса и изменениях, вызванных старением населения.

Эмпирическая оценка связи между настроениями потребителей и их расходами в США и зоне евро показала, что индекс доверия потребителей может быть хорошим предиктором уровня потребления, при этом его вклад в объяснение потребительских расходов возрастает при значительных изменениях показателей обследования [33]. Информативность индекса потребительской уверенности Мичиганского университета и его роль в эволюции делового цикла изучалась в [34]; авторы подчеркнули статистическую значимость потребительской уверенности для текущих оценок и прогнозирования расходов на конечное потребление. По их мнению, в периоды спада оптимистических настроений можно ожидать наступление периодов рецессии. В работе [35] оценивалась роль итальянского индекса потребительской уверенности как движущей силы потребительских расходов в стране. На основе анализа взаимосвязи результатов потребительских опросов в Бразилии с расходами на потребление авторы [36] подтвердили, что общий индекс потребительского доверия и индекс текущей ситуации как хорошие предикторы уровня потребления помогают улучшить качество моделей прогнозирования потребительских расходов.

В ряде работ, например в [37], был подтвержден большой интерес со стороны центральных банков и правительств различных стран, а также академического сообщества к использованию индекса потребительской уверенности для прогнозирования переменных, описывающих различные аспекты делового цикла, в частности конечное потребление.

Таким образом, основная предпосылка большинства эмпирических исследований относительно места и роли мнений и ожиданий потребителей среди других экономических данных заключается в том, что результаты обследований, несомненно, содержат информацию о потенци-

ально возможных изменениях потребительских расходов и являются эффективным индикатором раннего реагирования для всей экономики.

В России потребительские расходы в последние годы составляют три четверти всех расходов на конечное потребление и более половины ВВП страны³. Поэтому мы считаем, что ожидания даже небольших изменений в конечном потреблении домашних хозяйств способны оказать влияние на экономический рост, а информационные возможности обследований потребительских тенденций в этой связи можно рассматривать как предмет самостоятельного исследования.

Это способствует постановке ключевого вопроса исследования, связанного с обобщенной оценкой краткосрочных изменений потребительского поведения на основе мнений и намерений домашних хозяйств, их когнитивного восприятия сложившейся конъюнктурной ситуации: имеют ли индикаторы обследований потребительских ожиданий, проводимых Росстатом, статистическую значимость для ранних оценок конечного потребления домашних хозяйств в стране?

Предварительные вопросы для этого формируются следующим образом: есть ли между макроэкономической статистикой и квантифицированными мнениями потребителей причинно-следственная связь и значимая корреляция? Отражают ли они циклические профили в динамике экономического роста в целом и темпов роста расходов домашних хозяйств на конечное потребление в частности? Есть ли более эффективный композитный индикатор по сравнению с традиционным индексом потребительской уверенности Росстата для расчетов краткосрочных прогнозов макроэкономических переменных?

Мы используем результаты обследований потребительских ожиданий Росстата за почти двадцатилетний период для изучения прогностической силы обобщенной информации о потребительских тенденциях в отношении конечного потребления, экономического развития в целом и лучшего понимания цикличности российской экономики. Подобные исследования для России на такой информационной базе, насколько нам известно, не проводились.

Актуальность такого анализа обусловлена охватом не только всех предыдущих циклических фаз в экономическом развитии начиная с 2003 г.,

³ Расчеты авторов за период 2017–2021 гг. по данным Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/accounts>.

но и коронакризисного периода, который включает начало рецессионных событий во II кв. 2020 г. и влияние всех последующих волн пандемии на экономику России до конца 2021 г.

Основные данные исследования

Исследование основано на результатах выборочных опросов потребительского поведения населения в России, проводимых Росстатом ежеквартально во всех регионах страны с 1998 г. В настоящее время в опросах участвуют 5,1 тыс. человек в возрасте 16 лет и старше. В анкету обследования включены вопросы об общей экономической ситуации в стране, личном материальном положении респондента, а также об условиях для крупных покупок и сбережений, ценах на товары и услуги, восприятию безработицы⁴. Квантификация результатов обследования включает расчет по каждому вопросу анкеты «балансов мнений» (в терминологии Росстата — частных индексов) как разности между суммой доли (в процентах) определенно положительных и 0,5 доли скорее положительных ответов и суммой доли (в процентах) определенно отрицательных и 0,5 доли скорее отрицательных ответов; при этом нейтральные ответы из расчета исключаются.

«Балансы мнений» отражают соотношение между увеличением/уменьшением показателя по сравнению с предыдущим периодом или высоким и низким уровнями показателя в обследуемом периоде, на их основе в дальнейшем рассчитываются композитные индикаторы. В настоящее время Росстатом ежеквартально рассчитывается индекс потребительской уверенности (ИПУ) как среднее арифметическое значение пяти балансов оценок: фактически произошедших и ожидаемых изменений личного материального положения респондентов, аналогичных изменений экономической ситуации в России, а также благоприятности условий для крупных покупок.

Квантифицированные результаты опросов потребителей публикуются оперативно и дополняют количественную статистическую информацию, которая обычно становится доступной со значительной задержкой. В частности, первые данные о конечном потреблении домашних хозяйств пу-

бликуются примерно на квартал позже результатов обследования. Композитный ИПУ Росстата уже продолжительное время используется в мониторинге потребительских настроений в стране. Но если ставить задачу поиска наилучшего предиктора конечного частного потребления, то возможно его изменение как с точки зрения состава индикатора, так и метода расчета. Поэтому первой задачей нашего исследования мы определяем такой отбор компонент нового композитного индикатора, который позволит наиболее эффективно использовать информационное содержание набора вопросов, включенных в анкету обследования потребителей.

Все вопросы анкеты можно разделить на две широкие категории: частные, ориентированные на положение отдельных домашних хозяйств (материальное положение респондентов, условия для крупных покупок и сбережений), и общие, ориентированные на ситуацию в экономике в целом (общая экономическая ситуация в стране, инфляция, безработица). Вопросы первой категории кажутся более подходящими для оценки потребительских расходов [38], поскольку респондентам легче оценить собственную экономическую ситуацию, чем ситуацию в стране. Однако при концентрации исключительно на них упускается важная информация о настроениях потребителей, которая содержится в их оценках макроэкономической ситуации. В частности, уверенность потребителей в собственном финансовом положении неразрывно связана с их ожиданиями в отношении крупных экономических изменений [39].

Для выбора компонент нового композитного индикатора, потенциально более связанного с динамикой конечного потребления населения по сравнению с традиционным ИПУ, мы использовали временные ряды балансов ответов на вопросы анкеты, которые имеются в свободном доступе на веб-сайте Росстата⁵:

- произошедшие за последние 12 месяцев изменения личного материального положения респондентов;
- ожидаемые в течение следующих 12 месяцев изменения личного материального положения респондентов;

⁴ Методология обследования потребительских ожиданий населения приводится на веб-сайте Росстата. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/13397>.

⁵ URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/13397>, раздел «Потребительские ожидания населения».

- произошедшие за последние 12 месяцев изменения в экономике России;
- ожидаемые в течение следующих 12 месяцев изменения в экономике России;
- благоприятность условий для крупных покупок;
- благоприятность условий для сбережений;
- ожидаемые в следующие 12 месяцев изменения цен;
- оценка материального положения респондентов на момент обследования.

В качестве референта для тестирования циклических характеристик временных рядов балансов оценок и нового композитного индикатора были выбраны темпы роста расходов на конечное потребление домашних хозяйств (ТР КПДХ) к соответствующему периоду предыдущего года⁶.

Анализ проводился на основе сезонных скорректированных квартальных данных за период с 2005 по 2021 г.; для сезонной декомпозиции использовалось программное обеспечение SPSS с модулем Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA).

Метод исследования

Определим основные тезисы, которыми мы руководствуемся в этом исследовании при определении причинно-следственных связей между анализируемыми показателями:

- на циклическую динамику конечного потребления домашних хозяйств наряду со всеми демографическими, денежно-кредитными и экономическими факторами со стороны предложения, обуславливающими потребительский спрос в стране, в каждый момент времени воздействуют настроения, мотивы и намерения домашних хозяйств как непосредственных участников экономических процессов;
- потребительский оптимизм и беспокойство населения являются не только следствием текущих экономических событий, но и важными основаниями для принятия ключевых решений, направленных на формирование потребительского спроса, и, следовательно, предикторами дальнейшего экономического развития;
- потребительское поведение можно рассматривать как обобщенную характеристику активности домашних хозяйств по реализации их потребностей в конечном потреблении;

- на коротких временных интервалах перепады потребительского поведения становятся более резкими по мере явно выраженного отклонения мнений населения от долгосрочной средней величины в их обобщенной динамике.

На этом основании новый экспериментальный *индекс потребительского поведения* домашних хозяйств измеряет степень соответствия потребительских возможностей населения их потребностям в каждой фазе циклического развития экономики и отражает общий профиль в динамике изменения ключевых параметров активности потребителей. Основу композитного индекса составили временные ряды первичных индикаторов обследований потребительских ожиданий Росстата с высокими коэффициентами кросс-корреляции относительно статистического референта (свыше 0,7 при опережении на один квартал как минимум) и подтвержденной статистически значимой причинно-следственной связью между анализируемыми рядами.

При расчете композитных индикаторов часто применяют вычисление среднего арифметического значения балансов мнений, предполагая, что при помощи такого метода агрегирования можно извлечь общую компоненту из объединяемых ответов [40]. Такой эвристический подход обеспечивает простую интерпретируемость результатов, однако не имеет подлинного статистического обоснования [41]. Анализ показывает, например, что коэффициенты корреляции традиционного ИПУ Росстата, рассчитываемого как среднее арифметическое значение балансов мнений, с динамикой ТР КПДХ ниже, чем у некоторых его отдельных компонент. Поэтому для выявления общего и более однородного профиля во временных рядах отобранных компонент композитного индекса («балансов мнений») предлагается использовать альтернативный метод главных компонент (МГК) [42], обобщающий релевантную информацию в ограниченном числе не коррелирующих друг с другом «факторов» [43 и 44]. Такой метод агрегирования композитного индекса позволяет выделить общий профиль в отобранных временных рядах [45], отделив его от индивидуальных изменений отдельных компонент, которые, как правило, не показывают выраженную корреляционную связь со статистическим референтом.

⁶ URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts> (раздел «Использованный ВВП»).

Рост значений композитного индекса выше долгосрочного среднего значения его динамики свидетельствует о подъеме активности и оптимизма потребителей вплоть до циклического пика и возможной смены фазы потребительского поведения. Колебания индикатора вокруг такого уровня указывают на стагнацию активности потребителей. Движение ниже свидетельствует о «сжатии», в частности до кризисного дна и циклического разворота к фазе роста.

По аналогии с нашими предыдущими исследованиями [10] экспериментальный индекс должен отвечать следующим критериям, которые мы определяем в качестве обязательных характеристик всех композитных индикаторов раннего циклического реагирования в конъюнктурных обследованиях:

- соответствие основным дефинициям и методологическому сопровождению потребительских обследований Росстата;

- явно выраженный краткосрочный циклический профиль и отсутствие чрезмерной волатильности в динамике компонент;

- статистически значимая опережающая корреляция с динамикой референтного статистического показателя за весь период наблюдений;

- близость поворотных точек краткосрочных циклов со сглаженной амплитудой во временных рядах композитного индикатора и статистического референта;

- один порядок интегрируемости анализируемых временных рядов для допустимости последующего модельного представления их связи;

- обоснование экономической значимости и подтверждение причинно-следственных связей (по Грейнджеру);

- доступная визуализация и понятная пользователям интерпретация результатов.

В результате композитный индекс будем считать обоснованным и уместным для использования в циклическом анализе макроэкономической динамики, если будут выполнены следующие условия:

- отсутствие «ложных» циклических сигналов (лишних циклов) и пропущенных циклов в динамике индекса;

- значительное повышение устойчивости циклического паттерна в динамике индекса по сравнению с другими композитными индикаторами обследований;

- сглаженность динамики и более выраженные циклические развороты;

- улучшение корреляционной связи между циклическим «поведением» индекса обследований и соответствующим профилем в динамике референтного статистического показателя;

- высокая когерентность с динамикой референтного показателя, в том числе в соответствии с глубиной, распространением и продолжительностью рецессионных явлений в масштабах всей экономики.

Выполнение всех приведенных критериев при выборе оптимального композитного индикатора для любых опросов мнений экономических агентов, в том числе домашних хозяйств, обуславливает его эффективность при использовании в качестве упреждающей информации о возможных циклических разворотах в макроэкономической динамике. В [10] подробно описана общая процедура построения композитных индикаторов циклического характера для всех конъюнктурных обследований, а также приводятся подходы к совместной оценке циклических профилей во временных рядах таких индикаторов и референтных статистических показателей.

В качестве основного ограничителя потребительской активности и оптимизма вводится новый индекс *потребительского беспокойства* с контр-направленным профилем и различной степенью симметричности его динамики относительно краткосрочного движения индекса потребительского поведения. Его экономический смысл заключается в следующем: в конъюнктурных опросах потребительской активности понятие «беспокойство» можно соотнести с возможностью нанесения потребителю поведению домашних хозяйств определенного «ущерба», к примеру кризисной природы, когда потребительский спрос становится все более уязвимым. Индикатор такого «беспокойства» домашних хозяйств оценивает масштабы и направленность их реагирования на все конъюнктурные шоки со стороны как потребления, так и предложения. Оценка дается на основе краткосрочных разрывов основных параметров индикатора с их долгосрочным средним значением. Нарастание таких разрывов — прямое свидетельство усиления рисков для потребительского спроса в стране. При этом количественную основу индекса потребительского беспокойства в каждый момент времени составляют средневзвешенные градуированные величины, соответствующие отклонениям значений всех анализируемых первичных индикаторов обследований от долгосрочных

средних уровней в их динамике в соответствии с параметрами условного форматирования в установленном диапазоне значений.

Гипотезы, которые мы проверяем в данной работе, связаны с определением композитного индикатора обследований, наиболее чувствительного к циклическому паттерну в динамике выбранного макроэкономического референта.

Гипотеза 1. Индекс потребительского поведения, соответствующий общему профилю во всех временных рядах его компонент, тесно связан с циклической динамикой статистического референта.

Гипотеза 2. С учетом всех тенденций, сложившихся в периоды известных кризисов в стране и волн пандемии в 2020–2021 гг., динамике роста конечного потребления домашних хозяйств в большей степени соответствует динамика агрегированных мнений потребителей об их собственном материальном положении и экономике в целом.

Гипотеза 3. Опережающие свойства индекса потребительского поведения относительно динамики референтного показателя наиболее явно проявляются в периоды усиления рецессионных явлений в экономике.

Гипотеза 4. Отставание (или совпадение) индекса потребительского поведения от динамики референтного показателя в моменты ее явных разворотов к росту свидетельствует о предстоящей смене циклических фаз.

Гипотеза 5. Усиление волатильности динамики индекса потребительского поведения как величины отклонений от его долгосрочного среднего уровня — свидетельство явных циклических импульсов. Индикатор потребительского беспокойства (как количественное обобщение таких разрывов в динамике основных индикаторов обследований) демонстрирует масштабы и направленность реагирования на изменение рисков со стороны конечного потребления населения.

Результаты исследования

Далее рассмотрим основные результаты исследования, подтверждающие гипотезы. Мы использовали в качестве компонент — кандидатов для нового композитного индикатора большую часть вопросов анкеты потребителей в России. Результаты кросс-корреляционного анализа выявили слишком слабую взаимосвязь обобщенных оценок текущего материального положе-

ния респондентов, ожидаемого изменения цен и благоприятности условий для сбережений с ТР КПДХ (-0,244; -0,060 и 0,281 соответственно) и обусловили нецелесообразность включения этих компонент в индекс предпринимательского поведения. Наиболее высокую синхронную корреляцию показали квантифицированные оценки произошедших изменений личного материального положения респондентов и экономики России в целом (0,769 и 0,780 соответственно), а также ожидаемых изменений этих показателей (0,717 и 0,747 соответственно). Такие результаты не противоречат выводам предыдущих исследований, в соответствии с которыми потребление домашних хозяйств наиболее чутко реагирует на фактические изменения экономической ситуации и благоприятность условий для крупных покупок [31].

Предварительно, исходя из введенных требований к новому композитному индикатору, методом главных компонент были рассчитаны его различные комбинации (всего 2^{n-1} комбинаций, где n — количество первичных индикаторов обследования с наиболее высокими значениями опережающей кросс-корреляции с референтом). Далее после повторного кросс-корреляционного анализа предложен индикатор, в наибольшей степени совместимый с краткосрочным циклическим профилем временного ряда статистического референта. В его состав были включены квантифицированные балансы оценок:

- произошедших изменений личного материального положения респондентов;
- произошедших и ожидаемых изменений в экономике России;
- благоприятности условий для крупных покупок.

Всем компонентам при расчете присваивались одинаковые веса.

На рис. 1 представлена динамика индекса потребительского поведения и ТР КПДХ за период с 2005 по 2021 г.

Отметим устойчивую синхронную корреляцию временных рядов индекса потребительского поведения с ТР КПДХ в рассматриваемом периоде (коэффициент корреляции 0,793), а также явные опережающие свойства индекса перед двумя кризисными моментами (2009 и 2015 гг.).

Диаграммы рассеяния позволяют визуализировать общее соответствие анализируемых динамик и детализировать специфические взаимосвязи в разнородные циклические периоды (рис. 2).



Примечание. Приведено значение коэффициента синхронной корреляции индекса потребительского поведения с ТР КВДХ.

Рис. 1. Динамика индекса потребительского поведения и ТР КВДХ

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

На каждом графике диагональ определяет взаимосвязь изменения индекса потребительского поведения на 0,1 доли и ТР КВДХ на 1%.

За весь период наблюдения ежеквартальные значения ТР КВДХ в годовом выражении с высокой частотой изменяются в том же направлении, что и значения композитного индикатора потребительского поведения. Мы рассчитали для анализируемого периода параметр условной согласованности тенденций индекса обследований и статистического референта в соответствии с рекомендациями [35]. Такой параметр показывает процент совпадений направления движения временных рядов по кварталам, и в нашем случае он составил около 60%.

Фаза перегрева экономики I (период с IV кв. 2006 г. по III кв. 2008 г.) характеризовалась значительным ростом оптимизма потребителей, определяемым высокими значениями композитного индикатора обследований, и самыми большими темпами экономического роста в стране. В этом периоде индекс потребительского поведения рос преимущественно быстрее ТР КВДХ. Однако резкое падение индекса во второй половине 2008 г. не сопровождалось такой же динамикой потребления, снижение которого наблюдалось лишь после IV кв. 2008 г. Такая взаимосвязь позволяет отнести индекс потребительского поведения к показателям — предвестникам циклических разворотов к замедлению роста.

В фазе устойчивого экономического роста II наблюдалась стабильная, без резких изменений динамика как потребительского поведения, так и роста конечного потребления. В периоды экономической неопределенности, существенно замедления ТР КВДХ и интенсивного роста совокупного пессимизма домашних хозяйств (фаза III) индекс потребительского поведения демонстрировал опережающие свойства. Отдельно следует отметить II и III кв. 2021 г., когда наблюдался высокий рост потребления при очень низких значениях композитного индикатора. Колебания индекса в периоды спада экономического развития (фаза IV) не были сгруппированы и имели преимущественно невысокую амплитуду.

В фазе V (кризисные периоды) сгруппированы все кварталы, когда отмечалось резкое падение как потребительских настроений, так и конечного потребления домашних хозяйств. После каждого кризиса наблюдалось существенное запаздывание слабого улучшения индекса потребительского поведения относительно роста потребления.

Основные предположения исследования были подтверждены на основе кросс-корреляционного и визуального анализа. В частности, оценки произошедших изменений личного материального положения респондентов и макроэкономической ситуации в стране показывают наибольшую опережающую корреляцию с референтной

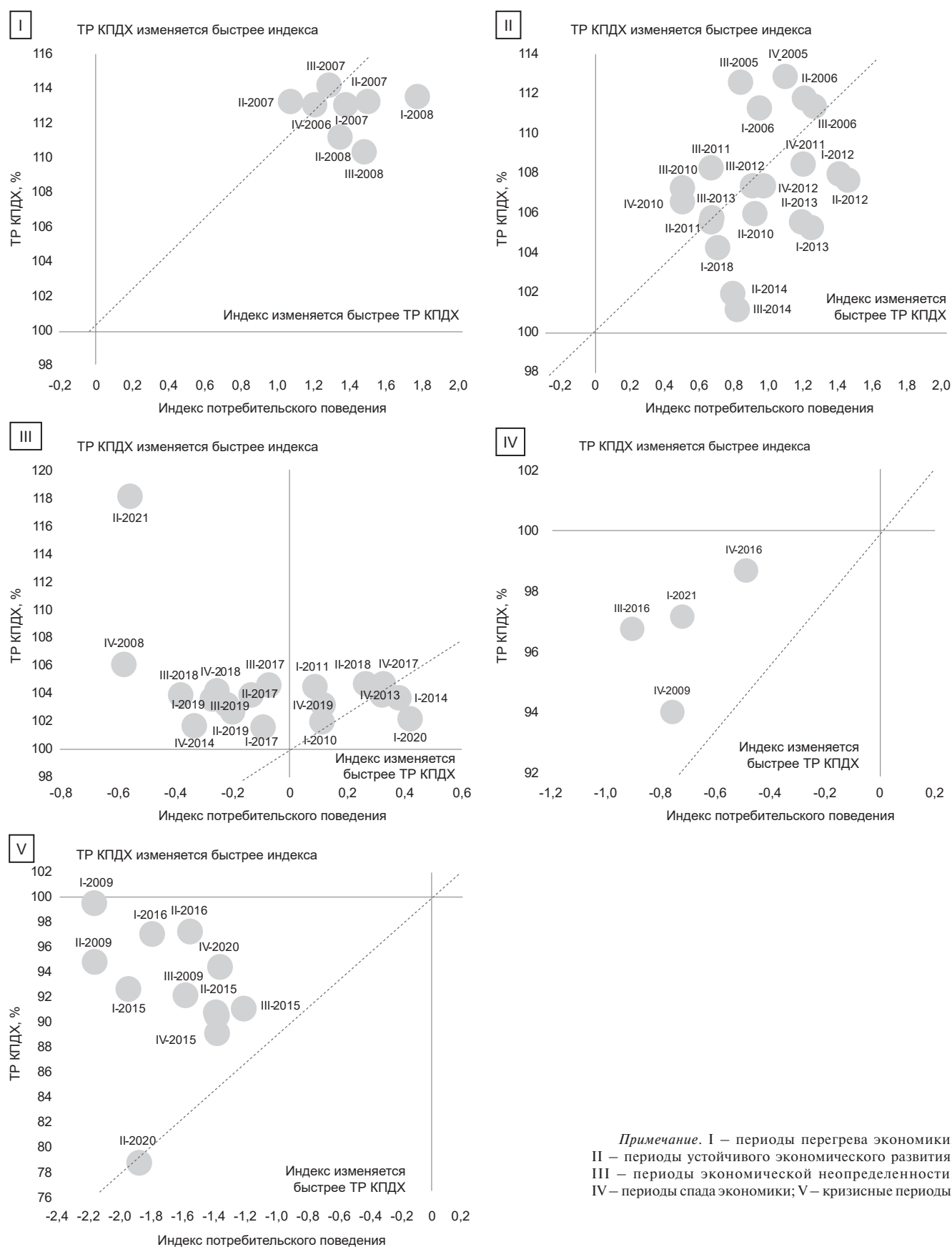


Рис. 2. Диаграмма рассеяния индекса потребительского поведения и ТР КПДХ в различные циклические периоды

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

динамикой (гипотеза 2). Результаты оценивания взаимосвязи композитного индикатора и темпов роста конечного потребления домашних хозяйств отражают высокую чувствительность и опережающие свойства индекса потребительского поведения относительно динамики референта именно в периоды нарастания рецессионных явлений в экономике (гипотеза 3). Расширение расходов населения на конечное потребление преимущественно характеризуется резкими всплесками оптимизма домашних хозяйств, после которых их потребительское поведение, как правило, стабилизируется. В такие моменты тенденции изменения композитного индикатора обследований зачастую совпадают с аналогичными колебаниями вверх в динамике конечного потребления или даже немного отстают от них, что во многом подтверждает происходящий разворот к циклической фазе роста (гипотеза 4).

Индекс потребительского беспокойства (рис. 3 и 4) на протяжении всего исследуемого периода устойчиво показывал контрнаправленную динамику относительно траектории движения индекса ТР КПДХ, отражая масштабы и направленность реагирования домашних хозяйств на изменение рисков со стороны конечного потребления населения (гипотеза 5).

Для дальнейшего исследования согласованности циклических профилей в динамике индекса потребительского поведения и ТР КПДХ анализируемые ряды были предварительно проверены на стационарность. Согласно результатам расширенного теста Дики – Фуллера (p -value меньше 0,05) гипотеза о нестационарности рядов была отвергнута на 5%-м уровне значимости лишь для динамики, ограничивающейся I кв. 2020 г. Начиная со II кв. временные ряды стали относиться к разным типам стационарности. Гипотеза

	I кв. 2020	II кв. 2020	III кв. 2020	IV кв. 2020	I кв. 2021	II кв. 2021	III кв. 2021
Произошедшие изменения личного материального положения респондентов	5,1	-8,9	-6,9	-6,9	-4,9	-2,9	-4,9
Ожидаемые изменения личного материального положения респондентов	4,2	-8,8	-2,8	-4,8	-0,8	-2,8	-2,8
Произошедшие изменения в экономике России	6	-33	-26	-26	-17	-11	-13
Ожидаемые изменения в экономике России	1,2	-16,8	-10,8	-14,8	-5,8	-8,8	-9,8
Материальное положение респондентов на момент опроса	4,7	-1,3	1,7	1,7	3,7	2,7	4,7
Ожидаемое изменение цен	8,6	-4,4	-0,4	-2,4	-0,4	-4,4	-4,4
Благоприятность условий для крупных покупок	3,6	-17,4	-7,4	-8,4	-3,4	-0,4	-6,4
Благоприятность условий для сбережений	7,6	-4,4	-0,4	-0,4	2,6	3,6	2,6
Индекс потребительского беспокойства	-5,3	8,3	3,5	4,7	1,8	1,8	2,8

Интервалы отклонений первичных индикаторов обследований от их долгосрочных средних уровней представлены разными оттенками в соответствии со следующими градациями оценок потребительского беспокойства:

- ≤ -20 – экстремальные отклонения, вес (1) → критическое беспокойство
- $]-20, -10]$ – вес (3) → чрезмерное беспокойство
- $]-10, -5]$ – вес (4) → высокое беспокойство
- $]-5, -2]$ – вес (5) → низкое беспокойство
- $]-2, 2]$ – вес (6) → неопределенность
- $]2, 5]$ – вес (7) → умеренное спокойствие
- $]5, 10]$ – вес (8) → высокое спокойствие
- $]10, 20]$ – вес (9) → существенное спокойствие
- ≥ 20 – экстремальные отклонения, вес (11) → максимально возможное спокойствие

Примечания. Отклонения первичных индикаторов обследований от долгосрочных средних уровней их динамики за 2005–2021 гг. (выше/ниже), п. п.; показатель «ожидаемое изменение цен» рассчитывается с обратными весовыми коэффициентами.

Рис. 3. Динамика индекса потребительского беспокойства – тепловая диаграмма

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.



Рис. 4. Контрнаправленная взаимосвязь индекса потребительского беспокойства и ТР КПДХ

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

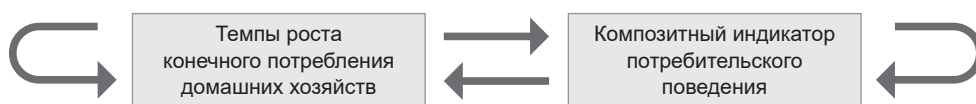


Рис. 5. Схема причинных взаимосвязей между исследуемыми рядами

наличия «единичного корня» в такой динамике при тестировании подтвердилась для ТР КПДХ. В период нескольких волн распространения коронавирусной инфекции сначала произошло слишком резкое сокращение конечного потребления в условиях массовых локдаунов. Затем через год наблюдался почти вертикальный «отскок» вверх в динамике показателя. Такие резкие перепады за короткий промежуток времени были вызваны экономическими событиями нециклического характера, преимущественно антивирусными мерами в периоды пандемических волн и реакцией на них домашних хозяйств, что нарушило стационарность временного ряда ТР КПДХ. Поэтому совместное тестирование обоих индикаторов проводилось на стационарном по структуре временном интервале с III кв. 2005 г. по I кв. 2020 г.

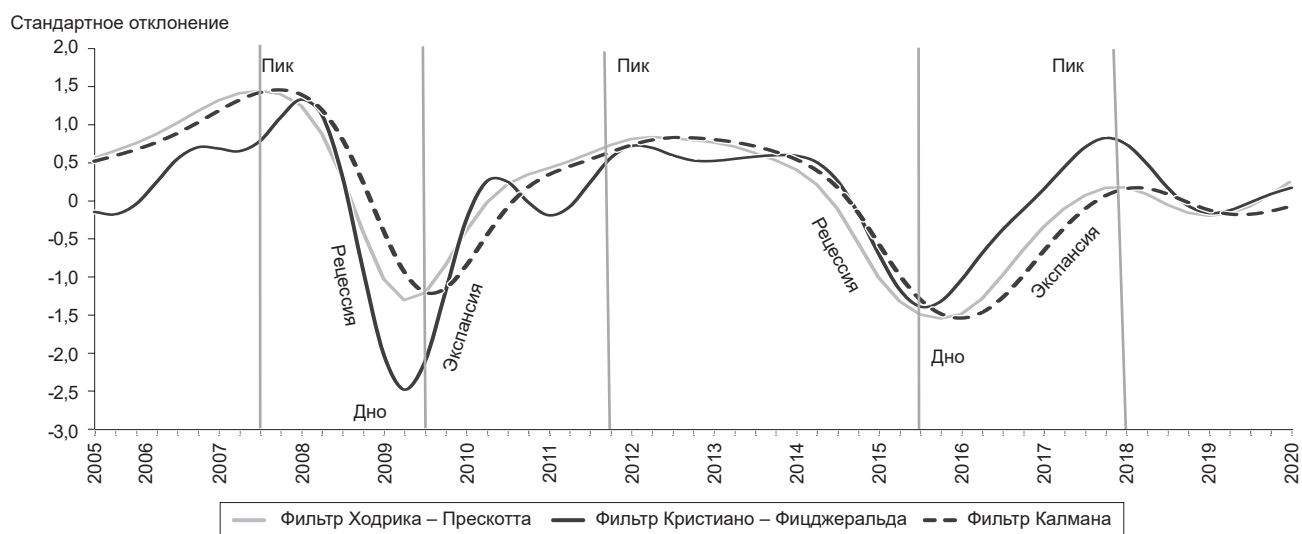
Согласно последующей оценке причинности по Грейнджеру⁷, ТР КПДХ является причиной для индекса потребительского поведения на 5%-м уровне значимости, обратная взаимосвязь поддерживается на 1%-м уровне значимости (см. рис. 5).

Определение стационарного временного отрезка, подтверждение взаимной причинно-следственной связи индекса обследований и статистического референта по Грейнджеру, тесной корреляции их динамик (0,793), а также достаточной согласованности направления динамик (60%) позволило осуществить декомпозицию анализируемых временных рядов с целью выделения ненаблюдаемых циклических компонент со сглаженной амплитудой. Для этой цели мы использовали широко применяемый в международных исследованиях статистический линейный фильтр Ходрика – Прескотта (Hodrick – Prescott filter, HP) [46]. В случае декомпозиции стационарных рядов достаточно одного прохода фильтра ($\lambda = 6,854$), сглаживающего незначимые для анализа циклические колебания с амплитудой меньше 30 месяцев.

Кроме того, мы использовали еще два других известных статистических фильтра, в частности одномерный статистический фильтр Кристиано – Фицджеральда (Cristiano – Fitzgerald, CF) [47] и фильтр Калмана (Kalman, K) [48 и 49]⁸.

⁷ С построением VAR с порядком лага, равного 4, выбранным на основании общепринятых критериев Акаике (AIC), Шварца (BIC) и Хеннана – Куинна (HQC).

⁸ В расчетах использовалось программное обеспечение Eviews (фильтр Ходрика – Прескотта), Gretl (фильтр Кристиано – Фицджеральда) и Python (фильтр Калмана).



Примечание. Вертикальными линиями обозначены поворотные точки (пики и впадины) краткосрочных циклов роста конечного потребления домашних хозяйств.

Рис. 6. Сопоставление сглаженных циклических компонент индекса потребительского поведения

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

На рис. 6 представлены графические результаты сопоставления циклических компонент рядов индекса потребительского поведения, выделенных посредством трех различных фильтров.

Результаты процедуры статистической фильтрации подтвердили наличие явного циклическо-

го профиля в динамике индекса потребительского поведения и уместность дальнейшего анализа ее связи с динамикой ТР КПДХ. В качестве наиболее эффективного статистического фильтра в данной задаче следует выделить подход Ходрика – Прескотта (см. таблицу).

Таблица

Сопоставление коэффициентов кросс-корреляции циклических компонент индекса потребительского поведения и ТР КПДХ

Метод статистической фильтрации	Тип корреляционной связи		
	опережающий (-1)	синхронный (0)	запаздывающий (+1)
Ходрика – Прескотта	0,927	0,953	0,900
Кристиано – Фицджеральда	0,910	0,947	0,787
Калмана	0,872	0,864	0,762

Источник: Расчеты авторов в SPSS Statistics.

Сглаженные краткосрочные циклы роста в динамике индекса потребительского поведения и ТР КПДХ визуализируются при помощи «трейсера», отображающего одновременно уровень и изменение анализируемой динамики [50]. Четыре квадранта траектории его движения против часовой стрелки соответствуют четырем фазам цикла.

Трейсеры (рис. 7 и 8) демонстрируют схожую циклическую траекторию анализируемых временных рядов. В начальной точке (III кв. 2005 г.) индекс потребительского поведения находился в фазе усиления потребительского оптимизма, а конечное потребление характеризовалось невысокими темпами роста. Затем индекс ТР КПДХ также переме-

стился в фазу расширения, оба индикатора достигли пиков в 2007 г. и двигались к фазе нарастания кризиса до достижения циклических поворотных точек в I и II кв. 2009 г. соответственно. Траектория трейсеров на протяжении анализируемого периода четко свидетельствует об опережающем характере индекса потребительского поведения относительно статистического референта.

В результате декомпозиции временных рядов индекса потребительского поведения и ТР КПДХ подтверждается тезис о соответствии их краткосрочных циклических профилей. Вместе с тем оперативность сбора информации обследований априори обуславливает ее опережающие свойства относительно статистического референтного по-

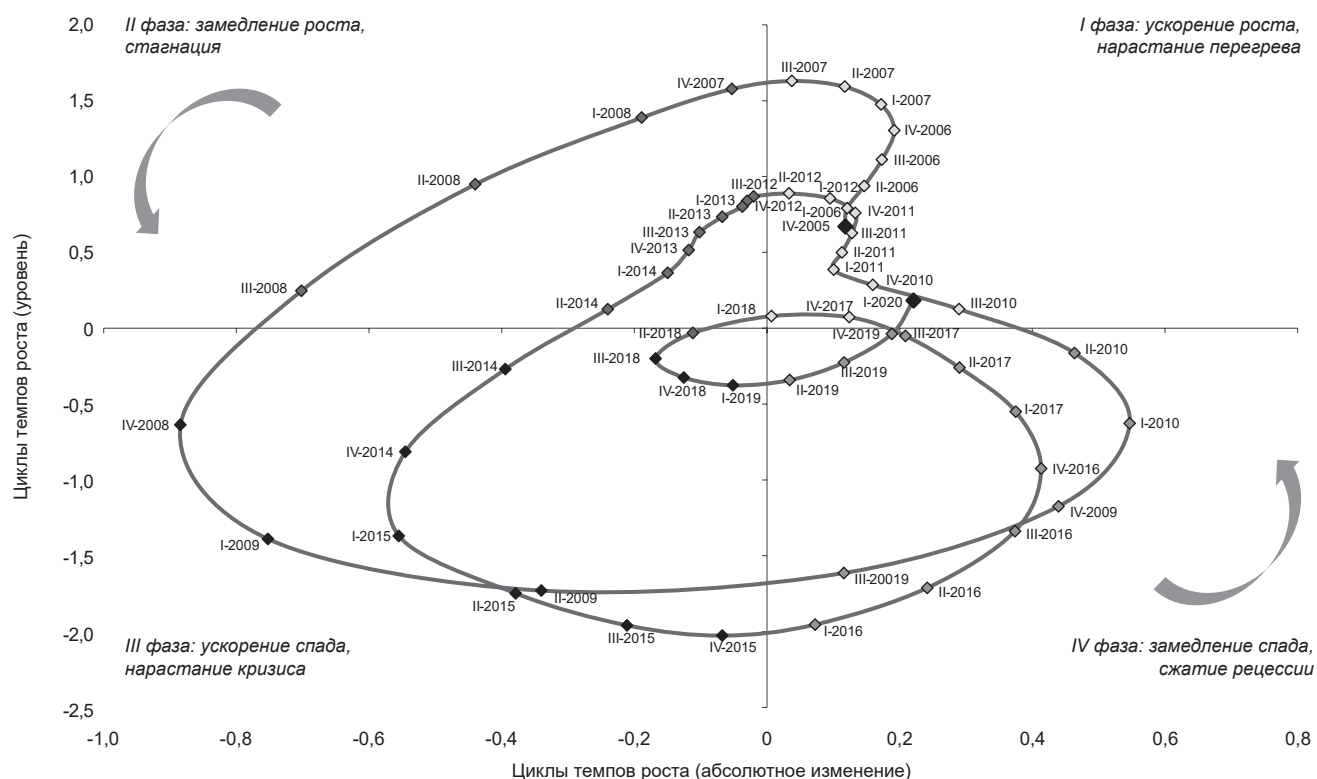


Рис. 7. Трейсер циклического профиля в динамике индекса потребительского поведения (фильтр Ходрика – Прескотта)

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

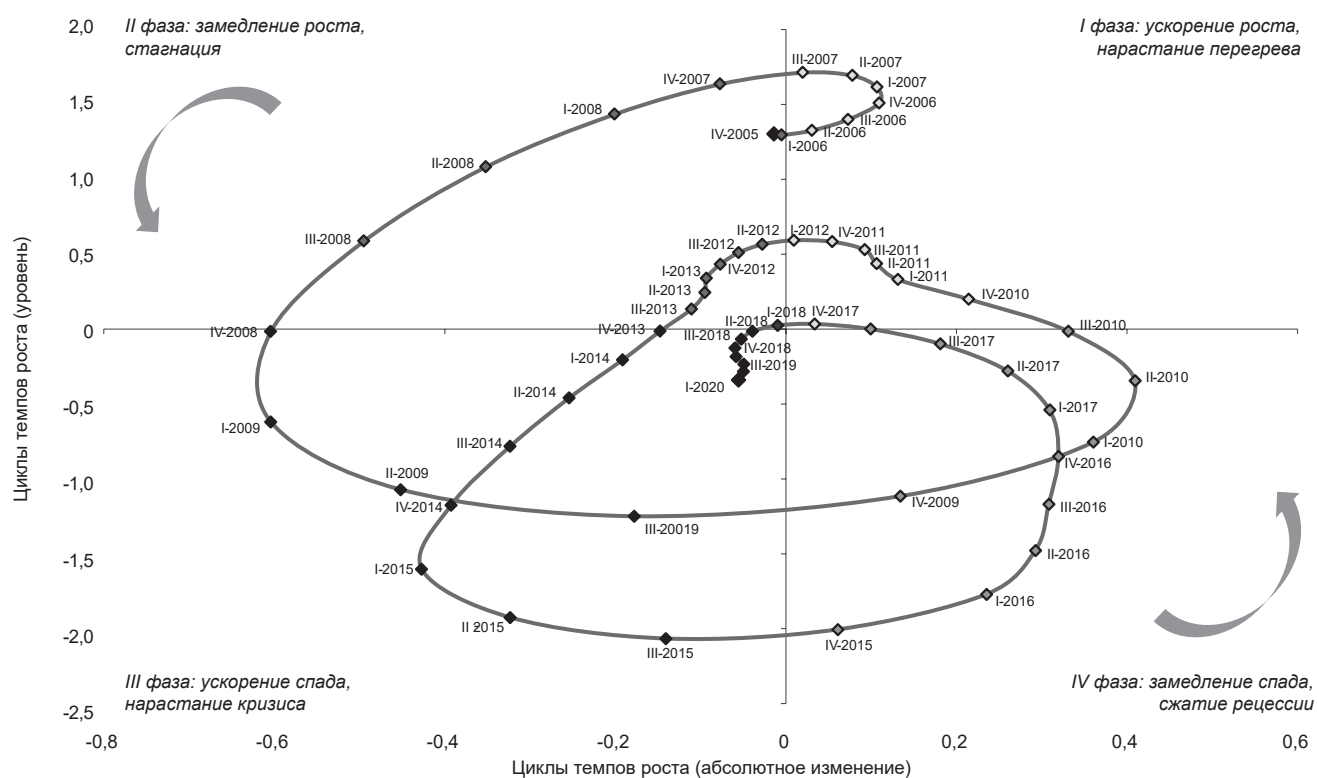


Рис. 8. Трейсер циклического профиля в динамике ТР КВДХ (фильтр Ходрика – Прескотта)

Источник: данные Росстата, расчеты авторов.

казателя. При этом соблюдается такой важный критерий для оценки циклической чувствительности индекса потребительского поведения и его влияния на перспективы роста ТР КПДХ, как близость экстремальных значений в выделенных циклических компонентах временных рядов анализируемых индикаторов, а также наличие между ними значимой корреляции опережающего и синхронного характера.

Все приведенные этапы циклического тестирования считаются целесообразными при выборе композитного индикатора, эффективного для отслеживания изменения статистического референта в анализируемом периоде. Оценки причинно-следственной связи, статистически значимой чувствительности экспериментального композитного индикатора обследований к циклической динамике роста конечного потребления домашних хозяйств, согласованность направления движения во времени необходимы для проверки гипотез 1 и 2. Их подтверждение свидетельствует об основном преимуществе использования нового индекса потребительского поведения в моделировании взаимосвязи с выбранным референтным показателем и краткосрочном прогнозировании.

Выводы

В статье предложена методология расчета экспериментальных композитных индикаторов, объединяющих результаты ежеквартальных обследований потребителей, проводимых Федеральной службой государственной статистики, и обоснована целесообразность их использования в качестве упреждающей информации о возможных циклических разворотах в динамике конечного потребления домашних хозяйств.

В частности, приводится процедура расчета и методологическое обоснование нового индекса потребительского поведения как возможной альтернативы традиционному индексу потребительской уверенности Росстата с позиций его более высокой чувствительности к колебаниям роста конечного потребления. Индекс потребительского поведения измеряет степень соответствия потребительских возможностей населения их потребностям в каждой фазе циклического развития экономики и отображает общий профиль в динамике ключевых параметров активности потребителей. В его состав входят четыре показателя обследований, продемонстрировавшие

наиболее тесную корреляцию со статистическим референтом, при объединении которых используется метод главных компонент.

Индекс потребительского беспокойства с контрнаправленным профилем оценивает реакцию домашних хозяйств на конъюнктурные шоки на основе краткосрочных разрывов его компонент с их долгосрочными средними значениями. Он позволяет оперативно отражать динамику и потенциал формирующихся уязвимостей в потребительской активности, особенно значимых для определения экономической и денежно-кредитной политики в периоды нарастания кризисных событий и рисков со стороны спроса населения.

Среди возможных направлений дальнейших исследований можно отметить построение обобщающих индексов фактических и ожидаемых изменений, а также наиболее чувствительных индексов для различных групп населения.

Литература

1. Katona G. Psychological Analysis of Business Decisions and Expectation // American Economic Review. 1946. Vol. 36. No. 1. P. 44–63.
2. Katona G. Psychological Analysis of Economic Behaviour. New York: McGraw-Hill, 1951.
3. Katona G. Rational Behavior and Economic Behavior // Psychological Review. 1953. Vol. 60. Iss. 5. P. 307–318. doi: <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/h0060640>.
4. Katona G. Repetitiousness and Variability of Consumer Behavior // Human Relations. 1959. Vol. 12. Iss. 1. P. 35–49.
5. Katona G. Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations // American Economic Review. 1968. Vol. 58. No. 2. P. 19–30.
6. Katona G. Consumer Durable Spending: Explanations and Prediction // Brookings Papers on Economic Activity. 1971. Vol. 1. P. 234–239.
7. UN. Handbook on Economic Tendency Surveys United Nations. New York: UN, 2015. 145 p.
8. Китрар Л.А., Липкинд Т.М., Остапкович Г.В. Новый Индекс делового климата в обрабатывающей промышленности России // Вопросы статистики. 2018. Т. 25. № 8. С. 15–24.
9. 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>.
10. Китрар Л.А., Липкинд Т.М. Развитие композитных индикаторов циклического реагирования в конъюнктурных обследованиях // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 2. С. 24–41. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-2-24-41>.
11. Китрар Л.А., Липкинд Т.М., Усов Н.А. Прогнозирование роста ВВП с учетом кризисных шоков на основе результатов обследований деловой активно-

- сти // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 4. С. 80–95. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-4-80-95>.
12. **Friedman M.** A Theory of the Consumption Function // National Bureau of Economic Research. Princeton University Press, 1957. P. 20–37.
 13. **Campbell J.Y., Mankiw G.** Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence // NBER Macroeconomics Annual. Vol. 4. MIT Press, 1989. P. 185–245.
 14. **Blanchard O., Fischer S.** Lectures on Macroeconomics. Cambridge: MIT Press, 1989. 664 p.
 15. **Juster F.Th., Wachtel P.** Anticipatory and Objective Models of Durable Goods Demand // Explorations in Economic Research. 1974. Vol. 1. No. 2. P. 136–188.
 16. **Mishkin F.S.** Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods // Brookings Papers on Economic Activity. 1978. Vol. 1. P. 217–232.
 17. **Throop A.W.** Consumer Sentiment: Its Causes and Effects // Federal Reserve of San Francisco Review. 1992. Vol. 1. P. 35–39.
 18. **Fuhrer J.C.** What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy? // New England Economic Review. 1993. Vol. 1. P. 32–44.
 19. **Carroll C.D., Fuhrer J.C., Wilcox D.W.** Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? // American Economic Review. 1994. Vol. 84. No. 5. P. 1397–1408.
 20. **Bram J., Ludvigson S.C.** Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race // Economic Policy Review. 1998. Vol. 4. No. 2. P. 59–78.
 21. **Lovell M.C.** Why Was the Consumer Feeling so Sad? // Brookings Papers on Economic Activity. 1975. Vol. 2. P. 473–479.
 22. **Granger C.W.J.** Investigating Casual Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods // Econometrica. 1969. Vol. 37. No. 3. P. 424–438. doi: <https://doi.org/10.2307/1912791>.
 23. **Howrey E.Ph.** The Predictive Power of the Index of Consumer Sentiment // Brookings Papers on Economic Activity. 2001. No. 1. P. 175–216.
 24. **Garner C.A.** Consumer Confidence After September 11 // Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City. 2002. Vol. 87. Iss. Q II. P. 1–21.
 25. **Nardo M.** The Quantification of Qualitative Survey Data: A Critical Assessment // Journal of Economic Surveys. 2003. Vol. 17. Iss. 5. P. 645–668.
 26. **Desroches B., Gosselin M.A.** Evaluating Threshold Effects in Consumer Sentiment // Southern Economic Journal. 2004. Vol. 70. Iss. 4. P. 942–952.
 27. **Ludvigson S.C.** Consumer Confidence and Consumer Spending // Journal of Economic Perspectives. 2004. Vol. 18. No. 2. P. 29–50.
 28. **Croushore D.** Do Consumer-Confidence Indexes Help Forecast Consumer Spending in Real Time? // The North American Journal of Economics and Finance. 2005. Vol. 16. Iss. 3. P. 435–450. doi: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2005.05.002>.
 29. **Keyfitz R.** US Consumers and the War in Iraq: The Non-Economics of Consumer Confidence // Business Economics. 2004. Vol. 39. No. 2. P. 28–23.
 30. **Curtin R.T.** Current Research and Development Agenda for the U. S. Consumer Surveys. OECD Workshop, Brussels, Belgium, November 21, 2003.
 31. **Curtin R.T.** Consumer Sentiment Surveys: World-wide Review and Assessment // Journal of Business Cycle Measurement and Analysis. 2007. Vol. 3. No. 1. P. 7–42. doi: <https://doi.org/10.1787/jbcm-a-v2007-art2-en>.
 32. **Curtin R.T.** A Consumer Expectations: Micro Foundations and Macro Impact. Cambridge: Cambridge University Press, 2019. 360 p. doi: <https://doi.org/10.1017/9780511791598>.
 33. **Dees S., Soares B.P.** Consumer Confidence as a Predictor of Consumption Spending: Evidence for the United States and the Euro Area // International Economics. 2013. Vol. 134. P. 1–14.
 34. **Lahiri K., Zhao Y.** Determinants of Consumer Sentiment Over Business Cycles: Evidence from the US Surveys of Consumers // Journal of Business Cycle Research. 2016. Vol. 12. Iss. 2. P. 187–215. doi: <https://doi.org/10.1007/s41549-016-0010-5>.
 35. **Malgarini M., Margani P.** Psychology, Consumer Sentiment and Household Expenditures // Applied Economics. 2007. Vol. 39. Iss. 13. P. 1719–1729.
 36. **Campelo A.Jr., Bittencourt V.S., Malgarini M.** Consumers Confidence and Households Consumption in Brazil: Evidence from the FGV Survey // Journal of Business Cycle Research. 2020. Vol. 16. Iss. 1. P. 19–34. doi: <https://doi.org/10.1007/s41549-020-00042-2>.
 37. **Ramalho E.A., Caleiro A., Dionfsio A.** Explaining Consumer Confidence in Portugal // Journal of Economic Psychology. 2011. Vol. 32. Iss. 1. P. 25–32.
 38. **Jonsson A., Lindén S.** The Quest for the Best Consumer Confidence Indicator // European Economy – Economic Papers 372. Brussels: European Commission, 2009. URL: https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication14353_en.pdf.
 39. **Acemoglu D., Scott A.** Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory? // The Economic Journal. 1994. Vol. 104. Iss. 422. P. 1–19. doi: <https://doi.org/10.2307/2234671>.
 40. **Stock J., Watson M.W.** Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series // Taylor J.B., Woodford M. (eds). Handbook of Macroeconomics. Vol. 1. Part A. North Holland, 1999. P. 3–64.
 41. **Gayer C., Genet J.** Using Factor Models to Construct Composite Indicators from BCS Data – A Comparison with European Commission Confidence Indicators // Economic Papers No. 240. Brussels: European Commission, 2006. 50 p.
 42. **Архипова М.Ю., Сиротин В.П., Сухарева Н.А.** Разработка композитного индикатора для измерения величины и динамики цифрового неравенства в России // Вопросы статистики. 2018. Т. 25. № 4. С. 75–87.
 43. **Stone M., Brooks R.J.** Continuum Regression: Cross-Validated Sequentially Constructed Prediction Em-

bracing Ordinary Least Squares, Partial Least Squares and Principal Components Regression // *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*. 1990. Vol. 52. No. 2. P. 237–258.

44. **Helland I.S.** Some Theoretical Aspects of Partial Least Squares Regression // *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*. 2001. Vol. 58. Iss. 2. P. 97–107.

45. **Gelper S., Croux C.** On the Construction of the European Economic Sentiment Indicator // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2010. Vol. 72. Iss. 1. P. 47–62. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2009.00574.x>.

46. **Nilsson R., Gyomai G.** Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick – Prescott and Christiano – Fitzgerald Filters // *OECD Statistics Directorate Working Paper No. 39*. 2011. URL: https://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/workshops/2008/ec_meeting/nilsson_gyomai_oecd.pdf.

47. **Christiano L.J., Fitzgerald T.J.** The Band Pass Filter // *National Bureau of Economic Research Working Paper 7257*. Cambridge, MA: 1999. URL: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7257/w7257.pdf.

48. **Harvey D.** From Managerialism to Entrepreneurialism: The Transformation in Urban Governance in Late Capitalism // *Geografiska Annaler: Series B, Human Geography*. 1989. Vol. 71. Iss. 1. P. 3–17.

49. **Koopman S.J., Durbin J.** Fast Filtering and Smoothing for Multivariate State Space Models // *Journal of Time Series Analysis*. 2000. Vol. 21. Iss. 3. P. 281–296.

50. **Китрар Л.А., Липкинд Т.М., Остапкович Г.В.** Декомпозиция и совместный анализ циклов роста в динамике индикатора экономического настроения и индекса физического объема валового внутреннего продукта // *Вопросы статистики*. 2014. № 9. С. 41–46.

Информация об авторах

Китрар Людмила Анатольевна — канд. экон. наук, заместитель директора, Центр конъюнктурных исследований Института статистических исследований и экономики знаний, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 101000, г. Москва, Славянская пл., д. 4, стр. 2. E-mail: lkitrar@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6383-9562>.

Липкинд Тамара Михайловна — ведущий эксперт, Центр конъюнктурных исследований Института статистических исследований и экономики знаний, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 101000, г. Москва, Славянская пл., д. 4, стр. 2. E-mail: tlipkind@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2632-9026>.

Устинова Регина Алексеевна — студентка второго курса магистратуры факультета экономических наук, программа «Статистический анализ в экономике», Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). 101000, г. Москва, Покровский бульвар, д. 11. E-mail: raustinova@edu.hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0805-5252>.

Финансирование

Статья подготовлена в ходе проведения исследования в рамках Программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ).

References

1. **Katona G.** Psychological Analysis of Business Decisions and Expectation. *American Economic Review*. 1946;36(1):44–63.

2. **Katona G.** *Psychological Analysis of Economic Behaviour*. New York: McGraw-Hill; 1951.

3. **Katona G.** Rational Behavior and Economic Behavior. *Psychological Review*. 1953;60(5):307–318. Available from: <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/h0060640>.

4. **Katona G.** Repetitiousness and Variability of Consumer Behavior. *Human Relations*. 1959;12(1):35–49.

5. **Katona G.** Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations. *American Economic Review*. 1968;58(2):19–30.

6. **Katona G.** Consumer Durable Spending: Explanations and Prediction. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1971;(1):234–239.

7. **UN.** *Handbook on Economic Tendency Surveys United Nations*. New York: UN; 2015. 145 p.

8. **Kitrar L.A., Lipkind T.M., Ostapkovich G.V.** A New Business Climate Index in the Russian Manufacturing. *Voprosy Statistiki*. 2018;25(8):15–24. (In Russ.)

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

10. **Kitrar L.A., Lipkind T.M.** Development of Composite Indicators of Cyclical Response in Business Surveys. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(2):24–41. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-2-24-41>.

11. **Kitrar L.A., Lipkind T.M., Usov N.A.** 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>.

12. **Friedman M.** A Theory of the Consumption Function. *National Bureau of Economic Research*. Princeton University Press; 1957. P. 20–37.

13. **Campbell J.Y., Mankiw G.** Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*. 1989;4:185–245.
14. **Blanchard O., Fischer S.** *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press; 1989. 664 p.
15. **Juster F.Th., Wachtel P.** Anticipatory and Objective Models of Durable Goods Demand. *Explorations in Economic Research*. 1974;1(2):136–188.
16. **Mishkin F.S.** Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1978;1:217–232.
17. **Throop A.W.** Consumer Sentiment: Its Causes and Effects. *Federal Reserve of San Francisco Review*. 1992;1:35–39.
18. **Fuhrer J.C.** What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy? *New England Economic Review*. 1993;1:32–44.
19. **Carroll C.D., Fuhrer J.C., Wilcox D.W.** Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? *American Economic Review*. 1994;84(5):1397–1408.
20. **Bram J., Ludvigson S.C.** Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race. *Economic Policy Review*. 1998;4(2):59–78.
21. **Lovell M.C.** Why Was the Consumer Feeling So Sad? *Brooking Papers on Economic Activity*. 1975;2:473–479.
22. **Granger C.W.J.** Investigating Casual Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*. 1969;37(3):424–438. Available from: <https://doi.org/10.2307/1912791>.
23. **Howrey E.Ph.** The Predictive Power of the Index of Consumer Sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*. 2001;1:175–216.
24. **Garner C.A.** Consumer Confidence After September 11. *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*. 2002;87(Q II):1–21.
25. **Nardo M.** The Quantification of Qualitative Survey Data: A Critical Assessment. *Journal of Economic Surveys*. 2003;17(5):645–668.
26. **Desroches B., Gosselin M.A.** Evaluating Threshold Effects in Consumer Sentiment. *Southern Economic Journal*. 2004;70(4):942–952.
27. **Ludvigson S.C.** Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*. 2004;18(2):29–50.
28. **Croushore D.** Do Consumer-Confidence Indexes Help Forecast Consumer Spending in Real Time? *The North American Journal of Economics and Finance*. 2005;16(3):435–450. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2005.05.002>.
29. **Keyfitz R.** US Consumers and the War in Iraq: The Non-Economics of Consumer Confidence. *Business Economics*. 2004;39(2):28–23.
30. **Curtin R.T.** *Current Research and Development Agenda for the U. S. Consumer Surveys*. OECD Workshop, Brussels, Belgium, November 21, 2003.
31. **Curtin R.T.** Consumer Sentiment Surveys: Worldwide Review and Assessment. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*. 2007;3(1):7–42. Available from: <https://doi.org/10.1787/jbcm-a-v2007-art2-en>.
32. **Curtin R.T.** *A Consumer Expectations: Micro Foundations and Macro Impact*. Cambridge: Cambridge University Press; 2019. 360 p. Available from: <https://doi.org/10.1017/9780511791598>.
33. **Dees S., Soares B.P.** Consumer Confidence as a Predictor of Consumption Spending: Evidence for the United States and the Euro Area. *International Economics*. 2013;134:1–14.
34. **Lahiri K., Zhao Y.** Determinants of Consumer Sentiment Over Business Cycles: Evidence from the US Surveys of Consumers. *Journal of Business Cycle Research*. 2016;12(2):187–215. Available from: <https://doi.org/10.1007/s41549-016-0010-5>.
35. **Malgarini M., Margani P.** Psychology, Consumer Sentiment and Household Expenditures. *Applied Economics*. 2007;39(13):1719–1729.
36. **Campelo A.Jr., Bittencourt V.S., Malgarini M.** Consumers Confidence and Households Consumption in Brazil: Evidence from the FGV Survey. *Journal of Business Cycle Research*. 2020;16(1):19–34. Available from: <https://doi.org/10.1007/s41549-020-00042-2>.
37. **Ramalho E.A., Caleiro A., Dionfsio A.** Explaining Consumer Confidence in Portugal. *Journal of Economic Psychology*. 2011;32(1):25–32.
38. **Jonsson A., Lindén S.** The Quest for the Best Consumer Confidence Indicator. *European Economy – Economic Papers 372*. Brussels: European Commission; 2009. Available from: https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication14353_en.pdf.
39. **Acemoglu D., Scott A.** Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory? *The Economic Journal*. 1994;104(422):1–19. Available from: <https://doi.org/10.2307/2234671>.
40. **Stock J., Watson M.W.** Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series. In: Taylor J.B., Woodford M. (eds). *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1. Part A. North Holland; 1999. P. 3–64.
41. **Gayer C., Genet J.** Using Factor Models to Construct Composite Indicators from BCS Data – A Comparison with European Commission Confidence Indicators. *Economic Papers No. 240*. Brussels: European Commission; 2006. 50 p.
42. **Arkhipova M.Yu., Sirotin V.P., Sukhareva N.A.** Development of a Composite Indicator for Measuring the Value and Dynamics of Digital Inequality in Russia. *Voprosy Statistiki*. 2018;25(4):75–87. (In Russ.)
43. **Stone M., Brooks R.J.** Continuum Regression: Cross-Validated Sequentially Constructed Prediction Embracing Ordinary Least Squares, Partial Least Squares and Principal Components Regression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*. 1990;52(2):237–258.
44. **Helland I.S.** Some Theoretical Aspects of Partial Least Squares Regression. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*. 2001;58(2):97–107.
45. **Gelper S., Croux C.** On the Construction of the European Economic Sentiment Indicator. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2010;72(1):47–62. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2009.00574.x>.

46. Nilsson R., Gyomai G. Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick – Prescott and Christiano – Fitzgerald Filters. *OECD Statistics Directorate Working Paper No. 39*. 2011. Available from: https://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/workshops/2008/ec_meeting/nilsson_gyomai_oecd.pdf.
47. Christiano L.J., Fitzgerald T.J. The Band Pass Filter. *National Bureau of Economic Research Working Paper 7257*. Cambridge, MA; 1999. Available from: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7257/w7257.pdf.
48. Harvey D. From Managerialism to Entrepreneurialism: The Transformation in Urban Governance in Late Capitalism. *Geografiska Annaler. Series B, Human Geography*. 1989;71(1):3–17.
49. Koopman S.J., Durbin J. Fast Filtering and Smoothing for Multivariate State Space Models. *Journal of Time Series Analysis*. 2000;21(3):281–296.
50. Kitrar L.A., Lipkind T.M., Ostapovich G.V. Decomposition and Joined Analysis of Growth Cycles in the Dynamics of Economic Sentiment Indicator and Volume Index of the Gross Domestic Product. *Voprosy Statistiki*. 2014;(9):41–46. (In Russ.)

About the authors

Liudmila A. Kitrar – Cand. Sci. (Econ.), Deputy Director, Centre for Business Tendency Studies, Institute for Statistical Studies and Economics of Knowledge, National Research University Higher School of Economics (HSE University). 4, Slavyanskaya Sq., Bld. 2, Moscow, 101000, Russia. E-mail: lkitrar@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6383-9562>.

Tamara M. Lipkind – Leading Expert, Centre for Business Tendency Studies, Institute for Statistical Studies and Economics of Knowledge, National Research University Higher School of Economics (HSE University). 4, Slavyanskaya Sq., Bld. 2, Moscow, 101000, Russia. E-mail: tlipkind@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2632-9026>.

Regina A. Ustinova – Second-Year Student of Master's Programme «Statistical Analysis in Economics», Faculty of Economic Sciences, National Research University Higher School of Economics (HSE University). 11, Pokrovsky Boul., Moscow, 101000, Russia. E-mail: raustinova@edu.hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0805-5252>.

Funding

The article was prepared as a part of the Basic Research Program of the National Research University Higher School of Economics.

Разработка алгоритма анализа вакансий на рынке труда по данным из открытых источников

Оксана Анатольевна Хохлова^{а)},
Александра Николаевна Хохлова^{б)},
Аюна Цыденовна Чойжалсанова^{а)}

^{а)} Восточно-Сибирский государственный университет технологий и управления, г. Улан-Удэ, Россия;

^{б)} АО «Тинькофф Банк», г. Москва, Россия

Во вводном разделе статьи авторы обосновывают актуальность разработки методического инструментария анализа вакансий на рынке труда в условиях современной технологической революции, существенно повышающей требования к профессиональным знаниям и опыту работающего персонала и меняющей соотношение между традиционными и новыми профессиями.

В основном разделе публикуемых результатов исследования для оценки текущей ситуации на рынке труда и востребованности ныне существующих профессий приведен алгоритм анализа вакансий по большому массиву данных из открытых источников при помощи математико-статистического инструментария и методов машинного обучения с использованием языка программирования Python и аналитической платформы IBM SPSS modeler. Алгоритм включает в себя: парсинг данных о вакансиях, анализ вакансий по основным критериям, кластеризация вакансий по уровню заработной платы и построение нейросетевой модели — многослойного перцептрона зависимости заработной платы от ряда предикторов. Следует отметить, что разработанный алгоритм, по мнению авторов, является универсальным, так как может быть использован для анализа больших данных из любого открытого источника (на определенный момент времени).

Результаты анализа позволяют исследователям и специалистам управленческих структур более реалистично оценить текущую ситуацию на рынке труда, образовательным учреждениям корректировать программы обучения в соответствии с современными требованиями работодателей, работодателям принимать решения по вопросам развития компетенций в своей сфере деятельности и проводить сравнительный анализ имеющихся спрос вакансий по количественным и качественным характеристикам, а соискателю увидеть востребованность вакансий на рынке труда и необходимость развития новых навыков.

Ключевые слова: рынок труда, статистика труда, математико-статистические методы анализа данных, методы машинного обучения, программный язык Python.

JEL: C10, C45, J01, J23, J44.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-33-41>.

Для цитирования: Хохлова О.А., Хохлова А.Н., Чойжалсанова А.Ц. Разработка алгоритма анализа вакансий на рынке труда по данным из открытых источников. Вопросы статистики. 2022;29(4):33–41.

Development of an Algorithm to Analyze Vacancies in the Labor Market Based on Open-Source Data

Oksana A. Khokhlova^{a)},
Alexandra N. Khokhlova^{b)},
Ayuna T. Choyzhalsanova^{a)}

^{a)} East Siberia State University of Technology and Management, Ulan-Ude, Russia;

^{b)} JSC «TinkoffBank», Moscow, Russia

In the introductory part of the article, the authors substantiate the relevance of developing methodological tools for analyzing job vacancies in the labor market in the context of the modern technological revolution, which significantly increases requirements for professional knowledge and experience of working personnel and changes the ratio between traditional and new professions.

To assess the current situation on the labor market and the demand for currently existing professions, the main section of the published results of the study presents the algorithm for analyzing vacancies using large data arrays from open sources using mathematical and statistical tools and machine learning methods using the Python programming language and the IBM SPSS modeler analytical platform. The algorithm includes: parsing data on vacancies, analyzing vacancies by the main criteria, clustering vacancies by salary level and building a neural network model — a multilayer perceptron of the dependence of salary on a number of predictors. It should be noted that the developed algorithm is universal, because it can be used to analyze big data from any open source at a certain point in time.

The results of the analysis will allow researchers and specialists of management structures to more realistically assess the current situation on the labor market, educational institutions will be able to adjust training programs in accordance with the modern requirements of employers, employers will make decisions on the development of competencies in their field of activity and conduct a comparative analysis of demanded vacancies in terms of quantitative and qualitative characteristics, and for the applicant it will be easier to see the demand for vacancies in the labor market and develop new skills.

Keywords: labor market, labor statistics, mathematical and statistical methods of data analysis, machine learning methods, Python programming language.

JEL: C10, C45, J01, J23, J44.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-33-41>.

For citation: Khokhlova O.A., Khokhlova A.N., Choyzhalsanova A.T. Development of an Algorithm to Analyze Vacancies in the Labor Market Based on Open-Source Data. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):33–41. (In Russ.)

Введение

Стремительное развитие технологий в секторах экономики и сопутствующие социальные изменения в долгосрочной перспективе приведут к прорывному росту экономики и высокой производительности труда, но в краткосрочном периоде могут привести к глобальной структурной безработице. Многие процессы будут автоматизированы или исчезнут из-за кардинальной смены экономического уклада, поэтому возникнут значительные сбои на рынке труда, и предприятия во всем мире могут столкнуться с рисками, вызванными нехваткой квалифицированных трудовых ресурсов. Жизненный цикл профессий будет сокращаться. В этой ситуации чрезвычайно важно знать, какие сейчас востребованы профессии, какие новые профессии и навыки ожидаются в будущем, чтобы своевременно принимать эффективные решения в подготовке кадров [1].

В целом государство должно комплексно оценивать потенциальные перспективы на рынке труда при обновлении своей образовательной стратегии, систематически прогнозировать эволюцию навыков в будущем для формирования профессиональных компетенций, актуальных на рынке труда.

В связи с этим одна из важных задач — это оценка текущей ситуации на рынке вакансий с помощью современного математико-статистического инструментария и методов машинного обучения, позволяющих провести обработку больших данных и выявить существующие стохастические связи и закономерности.

Методологические принципы формирования алгоритма анализа вакансий

В данном исследовании использовались такие средства анализа, как высокоуровневый язык программирования Python (версия 3.8.5) и аналитическая платформа IBM SPSS modeler, представляющая собой широкий набор инструментов интеллектуального анализа данных.

IBM SPSS modeler предлагает множество методов моделирования, в частности, методы машинного обучения, искусственного интеллекта и статистики. С помощью SPSS modeler можно быстро и интуитивно строить качественные прогнозные модели без программирования, используя уникальный визуальный интерфейс. А благодаря поддержке расширенной аналитики, встроенной в продукт, обнаруживать в данных ранее скрытые закономерности и тенденции¹.

Основные этапы алгоритма анализа вакансий представлены на рис. 1.

На первом этапе поставлены цель и задачи исследования, дано описание объекта и предметной области, позволяющее разработать алгоритм анализа и моделирования данных, выбрать методы и средства обработки исходной информации.

Второй этап — получение данных о вакансиях из открытых источников. Сбор данных отличается высокой трудоемкостью, здесь важны доступность и качество данных, их смысл и формат. В качестве открытого источника в исследовании выбран сайт вакансий на рынке труда — headhunter (hh.ru). По данным рейтинга Similarweb, это один из самых крупных

¹ URL: <https://www.ibm.com/docs/en/spss-modeler/SaaS?topic=tutorial-about-spss-modeler>.

сайтов по поиску работы и сотрудников в мире. Сайт обрабатывает до 3000 запросов в секунду. Каждый месяц на сайте появляется более полу-миллиона вакансий, а технологии для работы с персоналом насчитывают более 30 позиций².

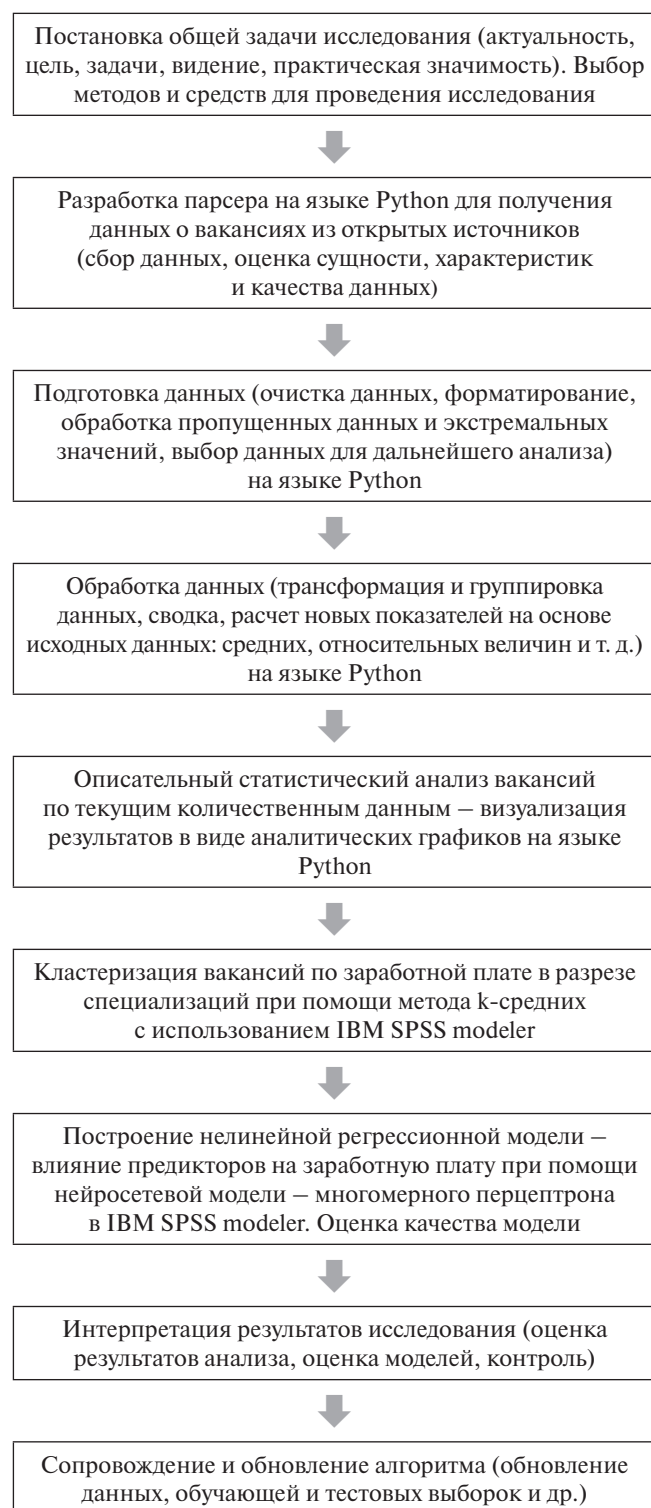


Рис. 1. Основные этапы алгоритма анализа

На этапе подготовки данных проводится очистка данных, их форматирование, обработка пропущенных данных и экстремальных значений на языке Python. На этом этапе возможна корректировка процесса сбора исходной информации, которая может привести к необходимости его повтора.

Далее необходима обработка данных для дальнейшего статистического анализа: трансформация и группировка данных, сводка, расчет новых показателей на основе исходных данных, таких как средние величины, относительные показатели и т. д. на языке Python.

На следующем этапе проводится анализ базы данных о вакансиях по городам, работодателям, графику работы, ежемесячной заработной плате. Результаты анализа позволяют увидеть целостную картину состояния рынка вакансий на текущий момент времени.

Анализ данных с сайта hh.ru заключается в изучении вакансий в разрезе разных сфер деятельности, таких как автомобильный бизнес; административный персонал; банки, инвестиции, лизинг; безопасность; бухгалтерия, управленческий учет, финансы предприятия; менеджмент; государственная служба, некоммерческие организации; маркетинг, реклама, PR; медицина, фармацевтика; наука, образование; продажи и др. по следующим характеристикам:

- уровень заработной платы;
- профобласть;
- специализация;
- условия работы: полный день, удаленная работа, гибкий график, сменный график, вахтовый метод;
- город.

Также в описании вакансии рассматриваются компетенции и умения, выделяются ключевые навыки.

Далее проводится статистический анализ вакансий по основным количественным показателям и визуализация результатов в виде аналитических графиков на языке Python.

Затем осуществляется кластеризация вакансий по размеру ежемесячной заработной платы в разрезе специализаций и построение многослойного перцептрона, характеризующего зависимость заработной платы от ряда предикторов при помощи аналитической платформы IBM SPSS modeler.

² URL: https://hh.ru/article/28?from=footer_new.

Интерпретация результатов исследования — важный этап исследования, на котором дается оценка результатов анализа, построенных моделей, описание дальнейших действий для принятия решений.

Сопровождение алгоритма. На данном этапе необходимо оценивать качество принимаемых решений, проводить обновление исходных данных, повторное обучение моделей, подбирать выборки и т. д.

Этапы носят итеративный характер, т. е. возможен возврат к каждому этапу, дополнение и их повторение.

Следует отметить, что ввиду больших массивов исходных данных как количественных, так и описательных, статистические методы и методы машинного обучения позволяют быстро и качественно провести комплексный анализ рынка вакансий по различным сферам деятельности на любой момент времени.

Описание парсинга вакансий

Парсинг — это процесс сбора данных, их обработки и систематизации. Этот метод используется тогда, когда нужно собрать и обработать большой массив информации. Программа, которая собирает и анализирует данные, называется парсером³.

Для написания парсера о вакансиях использовался язык программирования Python (версия 3.8.5). Программные коды разрабатывались в интегрированной среде программирования Python — Anaconda и в среде программирования PyCharm [2].

Используемые библиотеки Python⁴:

— `os` — данная библиотека позволяет взаимодействовать с операционной системой: узнавать/менять файловую структуру, переменные среды, узнавать имя и права пользователя и др.;

— `requests` — библиотека, выполняющая http-запросы, позволяет легко и с минимальным количеством кода взаимодействовать с веб-приложениями;

— `pandas` — библиотека предназначена для обработки и анализа данных, оформления данных в табличную форму;

— `numpy` — библиотека поддерживает матрицы, многомерные массивы, а также высокоуровневые математические функции, работающие с многомерными массивами.

³ URL: <https://ipipe.ru/info/parsing#>

⁴ URL: <https://habr.com/ru/post/481432/>

⁵ Анализ проводился по данным с hh.ru на 10.05.2021 г.

Разработанный в исследовании парсер позволил получить информацию о вакансиях с hh.ru⁵ из 738 286 записей. В результате обработки и очистки набор данных составил уже 688 382 записи, а число атрибутов (компонентов) — 29.

Описательный статистический анализ вакансий

Далее на языке Python проводился статистический анализ по следующим параметрам: города, высокооплачиваемые профессии, работодатели, график работы. Были использованы такие статистические методы, как сводка и группировка, ранжирование значения показателей, статистические графики.

На рис. 2 представлены результаты анализа топ-10 городов по числу вакансий. Москва и Санкт-Петербург занимают доминирующее положение, соответственно, 150 024 и 69 706 вакансий на рассматриваемый момент времени. Далее идет Екатеринбург с 20 828 вакансиями, затем Новосибирск и Краснодар — более 17 000 вакансий (17 857 и 17 004, соответственно), Казань — 15 441, Нижний Новгород — 15 254 и т. д. Топ-10 городов замыкает Уфа с 10 955 вакансиями.

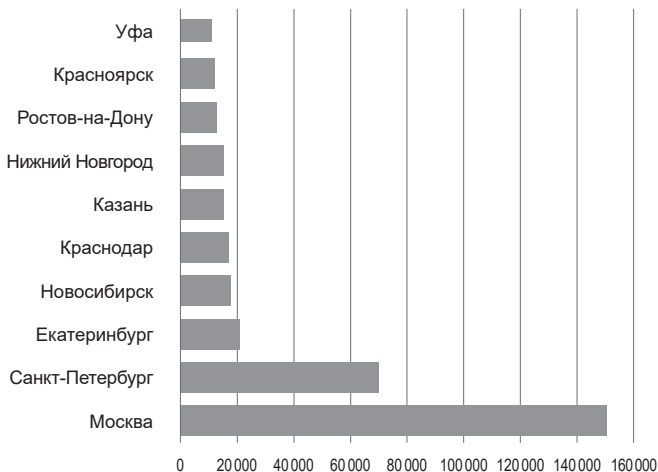


Рис. 2. Топ-10 городов по количеству вакансий

По высокооплачиваемым профессиям выделились следующие вакансии (см. рис. 3): коммерческий директор (автоматизация процессов хранения, обработки и передвижения грузов) с ежемесячной заработной платой 1 200 000 руб.; торговый представитель по продаже гуминовых удобрений, франчайзи-партнер, руководитель отдела

продаж — 1 000 000 руб.; региональный управляющий — 800 000 руб.; директор данных инвестиционно-финансового холдинга, специалист по продаже элитной недвижимости — 700 000 руб. и т. д. Замыкает топ-15 высокооплачиваемых про-

фессий брокер по работе с клиентами, менеджер по работе с ключевыми клиентами, генеральный директор с зарплатой в 600 000 руб. в месяц. Анализ показал, что в основном высокооплачиваемые вакансии представлены в сфере услуг.

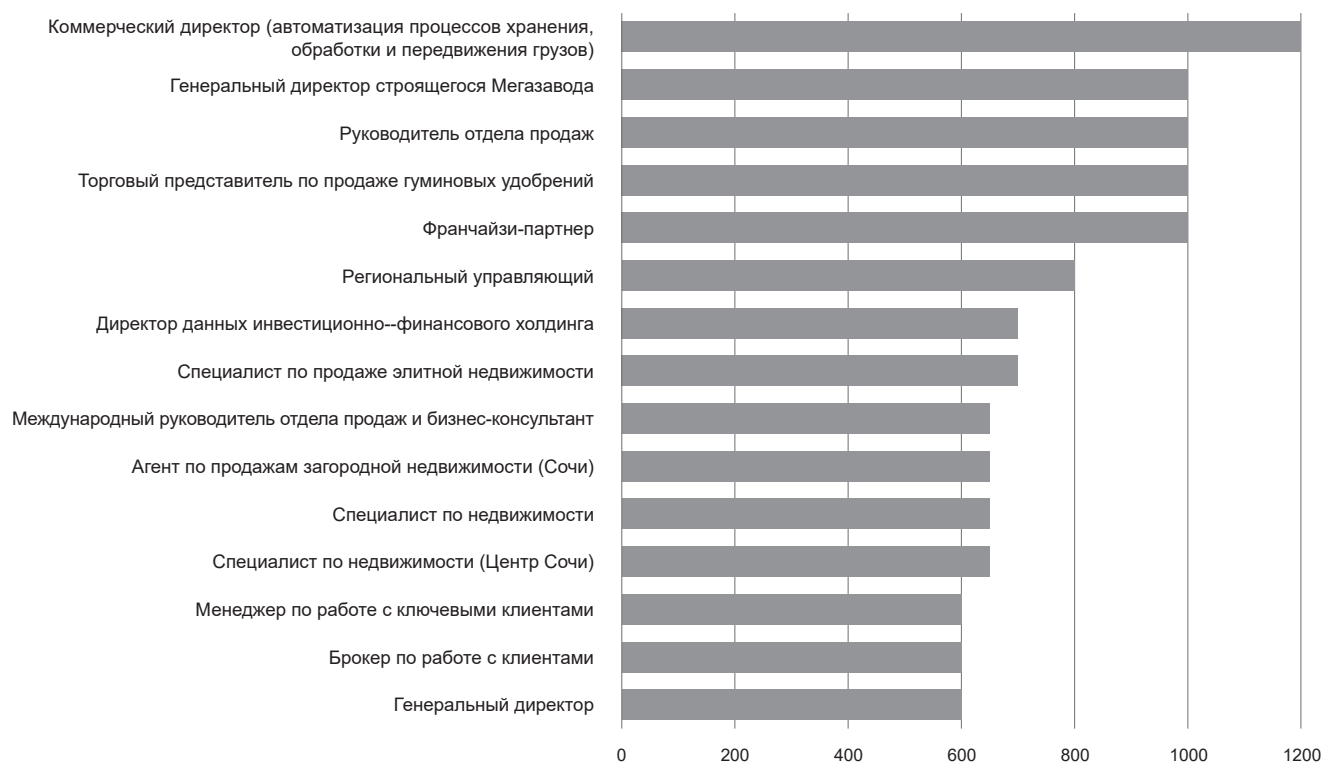


Рис. 3. Топ-15 высокооплачиваемых вакансий (тыс. рублей)

На рассматриваемую дату больше всего вакансий было выставлено на hh.ru от следующих организаций (см. рис. 4): Сбер — 5168, ЦентрПроф — 5073, Тинькофф — 4003, Росгосстрах — 3275, JCat.ru — 2666, Яндекс — 2606 и т. д. В этом же списке 2-й Специальный полк полиции ГУ МВД России по г. Москве — с 2272 вакансиями.

На рис. 5 показано распределение вакансий по занятости (полный рабочий день, удаленная работа, гибкий график, сменный график, вахтовый метод). Большинство вакансий, 498 175, — на полный рабочий день, со сменным графиком работы — 83 600, вахтовый метод — 36 285, удаленная работа — 35 799, гибкий график — 33 371.



Рис. 4. Распределение вакансий по работодателям (топ-10)

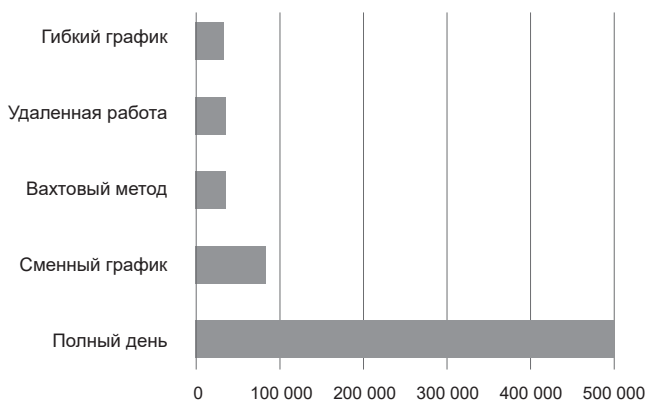


Рис. 5. Распределение вакансий по типу занятости

Проведенный статистический анализ показал, что большая часть вакансий на hh.ru с высокой заработной платой представлена в сфере услуг, в основном в компаниях, внедряющих цифровые технологии, методы искусственного интеллекта; в центральных городах — Москва, Санкт-Петербург, Екатеринбург, Новосибирск, Казань и др.; график работы — полный рабочий день.

Анализ заработной платы по данным о вакансиях: кластеризация и построение нейросетевой модели при помощи IBM SPSS modeler

Для общей характеристики вакансий, охватывающей множество признаков, отобран показатель «Ежемесячная заработная плата». На наш взгляд, данный показатель отражает ценность работника и его конкурентоспособность на рынке труда, а со стороны работодателя возможность выбрать лучшего кандидата на определенную вакансию. Поэтому далее в работе проанализирован выбранный показатель на примере вакансий специализации «Аналитик»⁶ в среде IBM SPSS modeler, а именно, проведена кластеризация вакансий по ежемесяч-

ной заработной плате и построена нейросеть в виде многослойного персептрона [3–5].

Исходные данные по специализации «Аналитик» представляют собой массив данных из 1560 вакансий на рассматриваемую дату, каждая из которых описывается следующими характеристиками: название вакансии, описание вакансии (навыки, умения, компетенции), размер заработной платы, страна, город, условия работы (режим работы), работодатель.

Модель анализа в среде SPSS modeler включает следующие связанные между собой узлы: «Загрузка данных из текстового файла», «Выбор набора записей на основе заданного условия», «Определение метаданных полей и управление ими», «Автокластер: создание и сравнение моделей кластеров», «Модель кластеризации», «Построение нейронной сети», «Модель нейросети», «Анализ точности модели», «Вывод данных в таблицу».

Разработанный в исследовании сценарий потока SPSS modeler (см. рис. 6) дополняет алгоритм анализа вакансий по заработной плате, представленный на рис. 1. В сценарии пошагово отражен весь процесс моделирования, начиная с импорта данных и заканчивая выводом результатов по кластеризации и нейросети.

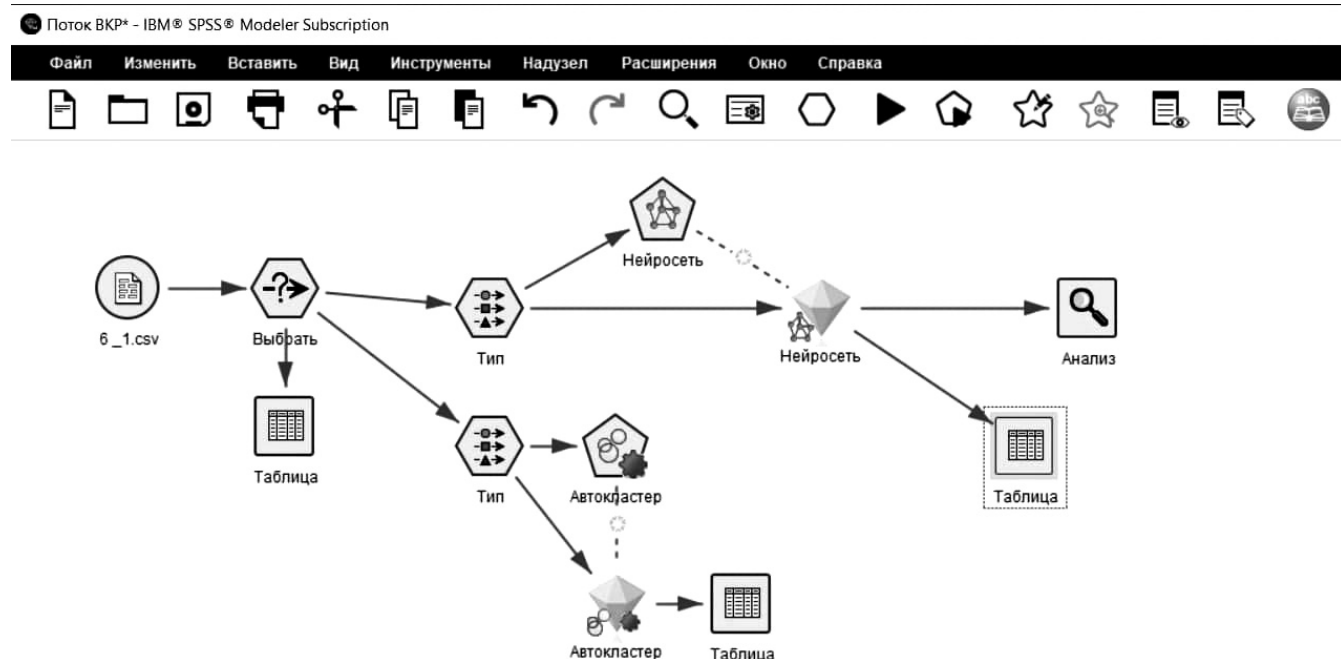


Рис. 6. Сценарий потока SPSS modeler «Модель анализа заработной платы по данным о вакансиях из открытого источника hh.ru»

⁶ Анализ проводился по данным с hh.ru на 10.05.2021 г.

Кластерный анализ вакансий

Кластерный анализ вакансий проведен методом *k*-средних, в результате которого было получено 5 групп вакансий по размеру заработной платы (см. рис. 7).

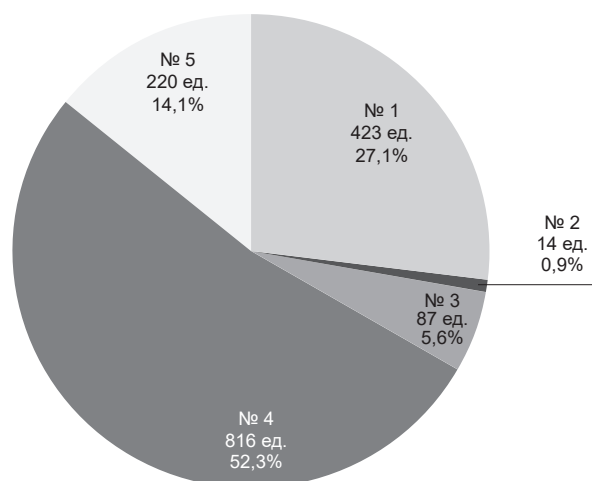


Рис. 7. Размеры кластеров

Таким образом, в кластер № 4, размером 52,3% от всех вакансий, или 816 единиц, попали вакансии в интервале 15 400 – 67 086 руб. со средней заработной платой 41 112 руб. и медианой – 40 302 руб.; соответственно, в кластер № 1, размером 27,1%, или 423 вакансии: 67 086 – 132 755 руб., 84 788 руб., 80 111 руб.; в кластер № 5, размером 14,1%, или 220 вакансий: 132 755 – 199 924 руб., 136 168 руб., 139 876 руб.; кластер № 3, размером 5,6%, или 87 вакансий: 199 924 – 240 000 руб., 191 390 руб., 200 012 руб.; кластер № 2, размером 0,9%, или 14 вакансий: 240 000 – 280 000 руб., 250 714 руб., 249 934 руб. Размер наибольшего кластера в 52,29 раза превышает размер

наименьшего кластера. По результатам кластеризации вакансий можно дать подробное описание состава каждого кластера.

Качество кластеризации хорошее, о чем свидетельствует силуэтная мера связности и разделения кластеров, равная 0,682. Распределение вакансий внутри каждого кластера близко к нормальному закону распределения.

Нейросеть – многослойный персептрон

Далее в работе построена предиктивная регрессионная модель в виде нейросетевой модели при помощи IBM SPSS modeler (см. таблицу 1). Построенная нейросетевая модель представляет собой многослойный персептрон (MLP) с одним скрытым слоем и 15 нейронами (см. рис. 8) [6].

Таблица 1

Характеристика нейросети

Группа вакансий	«Аналитик»	
Нейросеть	Многослойный персептрон	
Целевой параметр	Ежемесячная заработная плата	
Входные параметры (предикторы)	Название вакансии	Важность предиктора 0,27
	Работодатель	0,24
	Описание вакансии (навыки и умения)	0,23
	Город	0,20
	Условия работы	0,05
Нейроны скрытого слоя	15	
Обучающая выборка	73%	
Тестовая выборка	27%	
Линейный коэффициент корреляции между предсказанными и наблюдаемыми значениями	0,751	

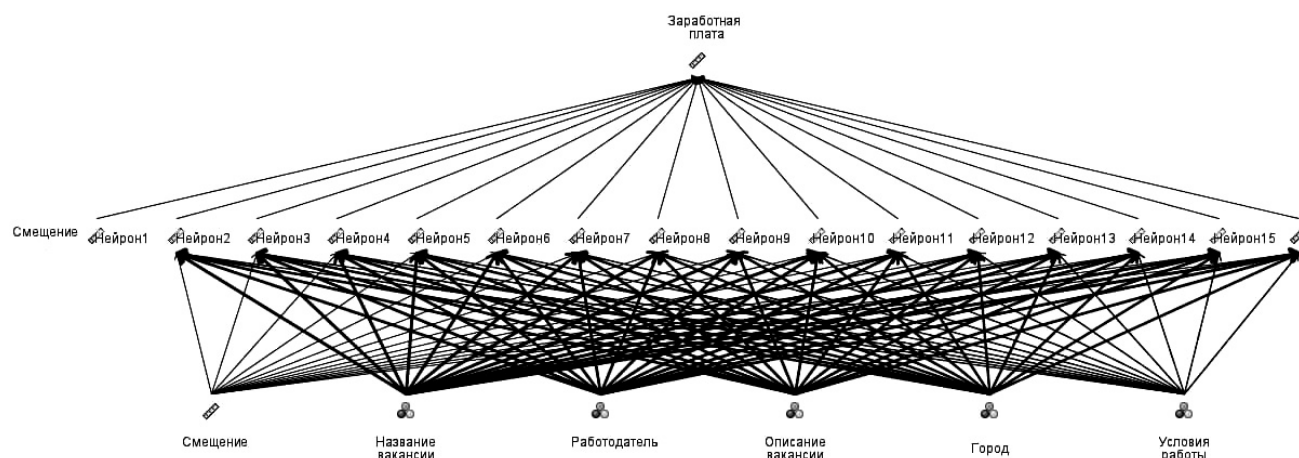


Рис. 8. Многослойный персептрон

Целевым параметром явилась заработная плата, входными параметрами — предикторами, представляющими основные характеристики вакансии за рассматриваемый период: название вакансии, описание вакансии, город, условия работы, работодатель. Для обучения нейросети было отобрано 1140 (73%) записей, остальные 420 вакансий (27%) — тестовая выборка.

В итоге была рассчитана важность каждого отобранного предиктора, в той или иной мере влияющего на размер заработной платы (см. рис. 9). Наиболее важными явились: название вакансии (должность) и работодатель (компания). Наименее важный фактор — условия работы (полный рабочий день, удаленная работа и т. д.), это говорит о том, что режим работы особо не влияет на размер заработной платы.

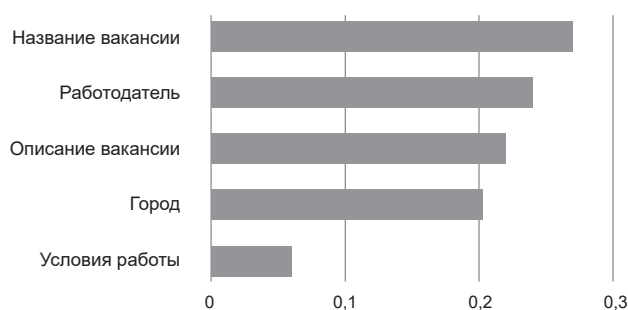


Рис. 9. Важность предикторов нейросети

Количество и состав предикторов зависит от имеющейся базы данных по вакансиям на определенный момент времени.

В результате построения нейросетевой модели средняя ошибка между предсказанными и наблюдаемыми значениями заработной платы составила 2497,5, а ошибка аппроксимации — 9,1% (меньше 10%), что свидетельствует о хорошем подборе модели к исходным данным. Также тесную связь между рассматриваемыми значениями подтверждают поле корреляции (см. рис. 10) и линейный коэффициент корреляции, равный 0,751.

Вышеназванные характеристики подтверждают качество построенной предиктивной регрессионной модели.

Итак, при помощи аналитической платформы IBM SPSS modeler проведен кластерный анализ вакансий на примере специализации «Аналитик», позволивший выявить многомерные группы по размеру средней заработной платы и дать подробное описание состава каждого полученного кластера вакансий.

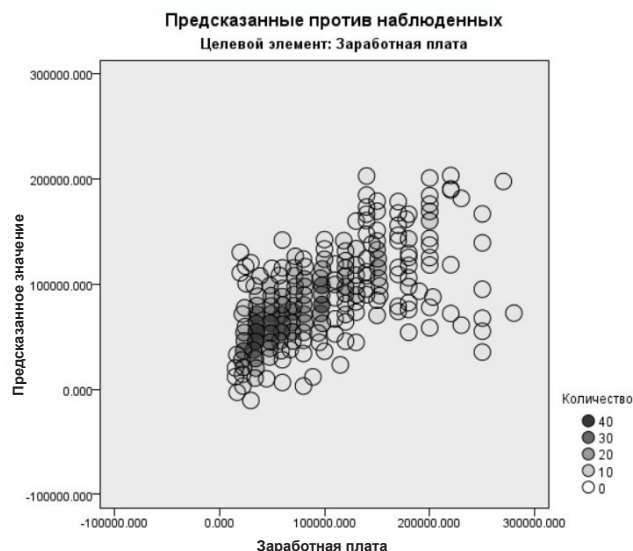


Рис. 10. Корреляционная связь между наблюдаемыми и предсказанными значениями заработной платы

Построенная предиктивная регрессионная модель в виде многослойного персептрона выявила важность каждого предиктора, влияющего на размер ежемесячной заработной платы. Следует отметить, что можно менять состав предикторов нейросети в виде количественных и описательных показателей. Это будет зависеть от исходных данных, т. е. спектра характеристик вакансий на рассматриваемый момент времени.

Выводы

Таким образом, разработанный алгоритм анализа вакансий по данным из открытых источников при помощи статистических методов и методов машинного обучения позволит исследователям, работодателям, органам государственной власти, образовательным учреждениям проводить анализ вакансий по количественным и качественным характеристикам из открытых источников на рынке труда по любой специализации на определенный момент времени, быстро обработав большие массивы данных, а соискателю увидеть текущую востребованность вакансий на рынке труда в разрезе специализаций, городов, заработной платы и другим характеристикам.

Литература

1. Атлас новых профессий 3.0./ под ред. Д. Варламовой, Д. Судакова. М.: Интеллектуальная Литература, 2020. 456 с.
2. Хохлова А.Н. Парсинг вакансий на рынке труда из открытых источников / X Международная науч-

но-практическая конференция имени А.И. Китова «Информационные технологии и математические методы в экономике и управлении» (ИТиММ-2020). 15–16 октября 2020 г.: сборник статей. Москва: ФГБОУ ВО «РЭУ им. Г.В. Плеханова», 2020. С. 253–259.

3. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ: Пер. с англ. / Дж.-О. Ким, Ч.У. Мьюллер, У.Р. Клекка и др. / под ред. И.С. Енюкова. М.: Финансы и статистика, 1989. 215 с.

4. **Dangeti P.** *Statistics for Machine Learning*. Packt Publishing Ltd., 2017. 442 p.

5. **Gutierrez D.D.** *Machine Learning and Data Science: An Introduction to Statistical Learning Methods with R*. Technics Publications, 2015. 282 p.

6. **Кун М., Джонсон К.** Предиктивное моделирование на практике. СПб: Питер, 2019. 640 с.

Информация об авторах

Хохлова Оксана Анатольевна — д-р экон. наук, профессор, заведующий кафедрой «Макроэкономика, экономическая информатика и статистика», Восточно-Сибирский государственный университет технологий и управления. 670013, г. Улан-Удэ, ул. Ключевская, д. 40В, стр. 1. E-mail: hohlovao@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0851-7587>.

Хохлова Александра Николаевна — аналитик Департамента Тинькофф бизнес, АО «Тинькофф Банк». 125212, г. Москва, Головинское шоссе, д. 5. E-mail: alexandra.khokhlova@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3984-5022>.

Чойжалсанова Аюна Цыденовна — канд. экон. наук, старший преподаватель кафедры «Макроэкономика, экономическая информатика и статистика», Восточно-Сибирский государственный университет технологий и управления. 670013, г. Улан-Удэ, ул. Ключевская, д. 40В, стр. 1. E-mail: ayuna-777@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9402-2507>.

References

1. Varlamova D., Sudakov D. (eds.) *Atlas of New Professions 3.0*. Moscow: Intellectual Literature; 2020. 456 p. (In Russ.)

2. **Khokhlova A.N.** Parsing Vacancies in the Labor Market from Open Sources. In: *Proceedings of the X International Scientific and Practical Conference Named after A.I. Kitov «Information Technologies and Mathematical Methods in Economics and Management» (IT&MM-2020), 15–16 October, 2020*. Moscow: Plekhanov Russian University of Economics; 2020. pp. 253–259. (In Russ.)

3. **Kim J.-O., Muller Ch.W.** *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues (Eleventh Printing)*. SAGE Publications; 1986; **Klecka W.K.** *Discriminant Analysis (Seventh Printing)*. SAGE Publications; 1986; **Aldender-**

fer M.S., Blashfield R.K. *Cluster Analysis (Second Printing)*. SAGE Publications; 1985. (Russ. ed.: Kim J.-O. et al.; Enyukov I.S. (ed.) *Faktornyi, diskriminantnyi i klasternyi analiz*. Moscow: Finansy i statistika Publ.; 1989. 215 p.).

4. **Dangeti P.** *Statistics for Machine Learning*. Birmingham, United Kingdom: Packt Publishing Ltd.; 2017. 442 p.

5. **Gutierrez D.D.** *Machine Learning and Data Science: An Introduction to Statistical Learning Methods with R*. Technics Publications; 2015. 282 p.

6. **Kuhn M., Johnson K.** *Applied Predictive Modeling*. New York: Springer; 2013. 600 p. Available from: <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-6849-3> (Rus. ed.: Kun M., Dzhonson K. *Prediktivnoe modelirovanie na praktike*. St. Petersburg: Peter; 2019, 640 p.).

About the authors

Oksana A. Khokhlova — Dr. Sci. (Econ.), Professor, Head, Department of Macroeconomics, Economic Informatics and Statistics, East Siberia State University of Technology and Management. 40V, Klyuchevskaya St., Bldg. 1, Ulan-Ude, 670013, Russia. E-mail: hohlovao@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0851-7587>.

Alexandra N. Khokhlova — Analyst, Tinkoff Business Department, JSC «Tinkoff Bank». 5, Golovinskoye Shosse, Moscow, 125212, Russia. E-mail: alexandra.khokhlova@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3984-5022>.

Ayuna T. Choyzhalsanova — Cand. Sci. (Econ.), Senior Lecturer of the Department of Macroeconomics, Economic Informatics and Statistics, East Siberia State University of Technology and Management. 40V, Klyuchevskaya St., Bldg. 1, Ulan-Ude, 670013, Russia. E-mail: ayuna-777@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9402-2507>.

Подходы к оценке региональной дифференциации смертности от коронавируса

Оксана Викторовна Кучмаева,
Наталья Михайловна Калмыкова,
Антон Васильевич Колотуша

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, г. Москва, Россия

Цель исследования состоит в обосновании статистико-методологических подходов, позволяющих наиболее точно измерить вклад пандемии COVID-19 в уровень и изменение общей смертности в Российской Федерации (в 2019–2020 гг.), и проведении оценки региональной дифференциации смертности от пандемии. Актуальность исследования обусловлена выявлением роли ряда факторов в росте смертности населения России (по данным за 2020 г.).

В исследовании в качестве базового аналитического инструментария применен регрессионный анализ с отобранными факторами, обусловившими различия в изменении уровня смертности в регионах Российской Федерации. Информационной базой исследования являются данные официальной статистики, а также результаты репрезентативных в региональном разрезе выборочных социально-демографических обследований Росстата.

Авторы использовали набор регрессионных моделей для проверки своих гипотез о влиянии совокупности демографических и социально-экономических факторов на прирост общего коэффициента смертности. Повторяющаяся совокупность факторов, влияющих на прирост смертности в разных моделях, может свидетельствовать об устойчивости влияния таких факторов, как доля лиц, занятых в сфере услуг, миграционный оборот, наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более, уровень смертности от COVID-19. Набор факторов, влияющих на прирост смертности, различается по типам поселений и по гендерному признаку.

В статье аргументируется возможность использования общего коэффициента смертности в качестве зависимой переменной при оценке причин роста смертности. Значительная часть вариации прироста коэффициента смертности в 2020 г. в регионах России объясняется характеристиками демографической структуры региона (долей пожилых людей, размерами домохозяйств, долей лиц с онкологическими заболеваниями), а также высокой плотностью населения и частотой социальных контактов (особенно в городах). Рост смертности от COVID-19 оказал влияние на общий рост смертности в городах, но не привел к значимому росту смертности в сельской местности.

Обосновывается необходимость совершенствования информационной базы для подбора объективных индикаторов и методик анализа вклада пандемии COVID-19 в уровень и динамику смертности. Важным методологическим выводом для дальнейших исследований является значимость поиска инструментальных переменных для показателей смертности от COVID-19 ввиду коррелированности факторов с общим уровнем смертности и с уровнем смертности от COVID-19, а также обоснование необходимости в дальнейшем анализа изменений в системе отечественного здравоохранения и ее финансировании в период пандемии.

Ключевые слова: COVID-19, демографическая статистика, региональная статистика, уровень смертности от COVID-19, регрессионный анализ, демографическая структура населения.

JEL: I15, J11, O15.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-42-61>.

Для цитирования: Кучмаева О.В., Калмыкова Н.М., Колотуша А.В. Подходы к оценке региональной дифференциации смертности от коронавируса. Вопросы статистики. 2022;29(4):42–61.

Approaches to Assessing Regional Differentiation of Mortality from Coronavirus

Oksana V. Kuchmaeva,

Natalia M. Kalmykova,

Anton V. Kolotusha

Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia

The study aims to substantiate statistical and methodological approaches that allow the most accurate measurement of the contribution of the COVID-19 pandemic to the level and dynamics of the total mortality in the Russian Federation (in 2019–2020), and to assess the regional differentiation of mortality from the pandemic. The relevance of the study stems from revealing the role of some factors in the rise of mortality rates in Russia (according to data for 2020).

In the study, the authors used regression analysis with a set of factors determining pandemic-induced differences in changes in mortality rates across regions of the Russian Federation as a basic analytical tool. The information base of the study is a set of official statistics data, as well as regional representative results of sample socio-demographic surveys of Rosstat.

The authors used a set of regression models to test the hypotheses about the influence of a combination of demographic and socio-economic factors on the increase in the total mortality rate. A repeating set of factors affecting the increase in mortality in different models may indicate the stability of the influence of the following factors: the share of people employed in the service sector, migration turnover, the presence in a region of a city of 500 thou. inhabitants or more, and the death rate from COVID-19. The set of factors influencing the increase in mortality differs by type of settlement and by gender.

The article argues for the possibility of using the crude mortality rate as a dependent variable in assessing the causes of mortality growth. A significant part of the regional variation in the increase in the total mortality rate in 2020 in Russian regions is explained by the characteristics of the demographic structure of the region (the share of elderly, the size of the household, the share of people with cancer), as well as the high population density and frequency of social contacts (especially in cities). Rise of COVID-19 related mortality rate had impact on the increase of the total urban mortality rate but did not lead to any significant growth in rural mortality rate.

The problem of the need to improve the information base for the selection of objective indicators and methods for analyzing the contribution of the COVID-19 epidemic to the level and dynamics of mortality is emphasized. An important methodological conclusion relevant for further research is the need to search for instrumental variables for COVID-19 related mortality indicators, due to the correlation of factors with the total mortality rate and with the mortality rate from COVID-19, as well as the need for further analysis of changes in the national health care system and its funding amid the pandemic.

Keywords: COVID-19, demographic statistics, regional statistics, COVID-19 related mortality rate, regression analysis, demographic structure of the population.

JEL: I15, J11, O15.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-42-61>.

For citation: Kuchmaeva O.V., Kalmykova N.M., Kolotusha A.V. Approaches to Assessing Regional Differentiation of Mortality from Coronavirus. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):42–61. (In Russ.)

Введение

Демографической тенденцией последних лет в России было снижение уровня смертности. Однако с 2020 г. рост показателей смертности возобновился. Несомненно, на рост смертности и снижение показателя ожидаемой продолжительности жизни оказала влияние пандемия COVID-19. Важной исследовательской задачей является поиск совокупности факторов, повлиявших на динамику смертности, и выявление роли COVID-19 в приросте показателей смертности. В регионах России наблюдается замет-

ный разброс прироста уровня смертности. В первый год пандемии COVID-19 (2020 г.) ухудшение ситуации со смертностью по-разному проявилось в регионах в силу многих обстоятельств, проявившихся в регионах как до пандемии, так и во время нее. Целью исследования являлся поиск факторов, повлиявших на неравномерное изменение смертности в регионах в пандемию, а также объективных индикаторов для оценки вклада пандемии COVID-19 в уровень смертности и его изменение в 2019–2020 гг.

Обзор литературы

Вопрос определения факторов роста смертности в результате пандемии уже с начала 2020 г. становится предметом активных исследований. Значительная часть публикаций в российских журналах посвящена в основном проблеме распространения COVID-19, прежде всего медицинским аспектам пандемии [1–5], а также вопросам влияния пандемии на экономику и перспективам ее восстановления [6 и 7]. Однако наряду с этим, в контексте достоверности и объективности оценки ситуации с распространением COVID-19 и влиянием пандемии на уровень смертности, важным аспектом исследования выступает качество информации, что весьма важно с учетом наличия различных источников данных [8]. Авторами сформулированы проблемы идентификации инфицированных COVID-19 и статистики летальных случаев с указанием различной причастности к этому пандемии [9]. На примере российской статистики авторы доказывают возможность сопоставления оперативных данных по смертности инфицированных коронавирусом с данными об общей смертности в стране.

Внимание российских исследователей привлекает моделирование социально-демографических факторов вакцинации россиян [10]. В статье В.М. Четверикова проведено моделирование трендов распространения заболеваемости на основе эконометрических методов [11]. Проведенное моделирование позволило выявить возникающие тренды и заметить схожесть и различия в распространении эпидемии в разных странах. Анализ факторов риска заболеваемости и смертности во время пандемии COVID-19 в регионах России выявил роль миграции, возрастной структуры и уровня жизни населения в распространении заболеваемости. Среди используемых методов выявления факторов риска ведущее место занимает корреляционно-регрессионный анализ [12].

В большинстве публикаций указывается на существенную роль возрастной структуры — в пожилых возрастах в 2020 г. рост смертности был наиболее заметен [13–16], и половой структуры — из-за разного уровня смертности мужчин и женщин [17]. Качество институтов, уровень социальной дистанции и социальной депривации также отмечаются рядом авторов [18 и 14]. Особое внимание в исследованиях уделено дифференциации удовлетворения спроса на медицинские

услуги, в том числе госпитализации [14] и структуре хронической заболеваемости накануне пандемии [19].

Мы предполагаем, что рост уровня смертности должен при прочих равных условиях происходить в большей степени в регионах, где выше доля населения старше трудоспособного возраста, доля мужчин и доля людей с хроническими заболеваниями.

Эти факторы, обусловившие рост смертности в регионах России в 2020 г., согласуются с отмеченными во многих исследованиях. В настоящей работе в качестве факторов использовались характеристики ситуации в регионах, сложившейся к началу пандемии. Различия в реакции регионов на пандемию (степень мобилизации ресурсов системы здравоохранения, выполнение населением требований социальной дистанции и пр.) не учитывались. Мы использовали в основном данные за 2019 г. или последние доступные из более раннего периода (прежде всего с учетом периодичности выборочных обследований Росстата), чтобы избавиться от возможной эндогенности из-за двусторонней причинно-следственной связи.

Прирост числа смертей и, как следствие, общего коэффициента смертности в регионах России вследствие пандемии COVID-19 был обусловлен как непосредственно смертями от этого заболевания, так и «дополнительными» смертями в результате других, главным образом хронических болезней, течение которых либо было осложнено коронавирусом, либо (в периоды строгих локдаунов и перегрузки системы здравоохранения) эти заболевания не имели должного лечения. Авторы полагают, что факторы, повлиявшие на рост смертности в 2020 г. по сравнению с 2019 г., можно разделить на четыре группы с точки зрения передаточных механизмов.

К первой группе можно отнести факторы, отвечающие за скорость и интенсивность распространения заболевания населения. С одной стороны, это плотность проживания [20], и тогда наиболее подверженным риску повышенной смертности будет население больших городов и регионы с наличием городов с населением более полумиллиона человек; теснота контактов в повседневной жизни (при совершении покупок [21], использовании пассажирского транспорта [22 и 23]), наличие возможности для перевода части контактов в онлайн формат (например, доступность интернета для развития торговли и сферы услуг). В качестве фактора, влияющего на распространение

заболевания между регионами, может выступать интенсивность миграционного оборота, отражающего объемы миграционных потоков на территории региона, а также близость к основным центрам распространения инфекции (в частности, к Москве) и наличие в регионе крупных пересадочных узлов. Кроме того, необходимо принимать во внимание средние размеры домохозяйств в регионе и интенсивность межличностного общения как с родственниками, так и в повседневной социальной жизни.

Ко второй группе факторов мы относим риски, связанные с особенностями структуры населения в регионе и его заболеваемости. В частности, речь идет о возрастной структуре и доле населения старшего возраста, поскольку в 2020 г. коронавирус поражал в основном население старшего возраста (хотя в Москве, по данным Росстата, рост возрастных коэффициентов смертности начался уже после 40–45 лет¹). Тяжесть последствий пандемии также связана с особенностями структуры заболеваемости населения регионов, с распространенностью таких хронических заболеваний, как болезни системы кровообращения, онкологические заболевания, эндокринные заболевания и ожирение и др.

В третью группу факторов мы включили характеристики развития системы здравоохранения до начала пандемии: коечный фонд, численность населения на одного работника среднего медицинского персонала и др. Несомненно, скорость перестройки системы здравоохранения в регионах в 2020 г. также оказала влияние на неравномерность роста общего коэффициента смертности, но ответ региональных систем здравоохранения на пандемию требует отдельного изучения и осмысления, и эта задача выходит за рамки настоящей работы.

Наконец, к четвертой группе относятся уровень доходов населения региона и размеры социальных выплат, которые, по нашему мнению, могли способствовать соблюдению населением ограничений, связанных с пандемией, повышая уровень доверия к институтам власти.

Как уже было отмечено, за пределами исследования остались факторы, отражающие изменения, происходившие в различных сферах жизни регионов непосредственно в ходе пандемии.

Источники данных и методы анализа

Источниками информации для формирования набора независимых и зависимых переменных являются данные текущего статистического учета за 2019–2020 гг., а также результаты выборочных социально-демографических обследований Росстата, агрегированные на уровне субъектов Российской Федерации (Выборочное обследование рабочей силы, 2020 г.; Комплексное наблюдение условий жизни населения, 2018 г.; Выборочное федеральное статистическое наблюдение по вопросам использования населением информационных технологий и информационно-телекоммуникационных сетей, 2020 г.)². Изначально для анализа были отобраны данные по 85 регионам России.

Выбор для анализа данных, агрегированных на уровне регионов России, обусловлен характером зависимых переменных, изменение которых представляло предмет исследования — общий коэффициент смертности и ожидаемая продолжительность предстоящей жизни при рождении. Подбор переменных для проверки исследовательских гипотез о факторах изменения уровня смертности в России в 2019–2020 гг. был сопряжен с определенными сложностями, обусловленными выбором конкретных показателей, которые могут выступать корректными индикаторами сложных социально-экономических явлений. Часть информационных лагун позволили заполнить данные выборочных обследований Росстата по социально-демографическим проблемам.

Выводы работы построены на использовании методов демографического (расчет демографических коэффициентов, построение вероятностных таблиц смертности) и статистического анализа (методы дескриптивной статистики, корреляционно-регрессионный анализ).

Проверка гипотез о влиянии ряда факторов на прирост смертности (общего коэффициента смертности) в 2020 г., включая заболеваемость и смертность от COVID-19, осуществлялась с помощью регрессионного анализа методом наименьших квадратов (МНК). Для моделирования использовалась программа Gretl.

Для выявления причин прироста общего коэффициента смертности был отобран 31 фактор, характеризующий состояние здоровья населения,

¹ Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС). URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/30974>.

² Федеральные статистические наблюдения по социально-демографическим проблемам. URL: https://rosstat.gov.ru/itog_inspect.

демографическую структуру населения, образ жизни и экономическое положение, развитость медицинской и транспортной инфраструктуры. Выборка содержит пространственные данные в разрезе российских регионов. С учетом пропусков в данных, при построении моделей не был учтен Ненецкий автономный округ, в моделях участвуют 84 субъекта Российской Федерации.

Новизной исследования является использование актуальных данных официальной статистики для оценки роли различных групп факторов в увеличении общего коэффициента смертности в регионах России. Причем с учетом значительной дифференциации показателей, характеризующих уровень смертности, и факторов, на него влияющих, было принято решение построить ряд моделей, отражающих эту специфику. Для оценки воздействия факторов на величину прироста смертности для отдельных социально-демографических групп населения было построено несколько моделей, где в качестве зависимых переменных выступали:

- прирост общего коэффициента смертности всего населения, ‰-ные пункты (Y_1);
- прирост общего коэффициента смертности мужчин, ‰-ные пункты (Y_2);
- прирост общего коэффициента смертности женщин, ‰-ные пункты (Y_3);
- прирост общего коэффициента смертности городского населения, ‰-ные пункты (Y_4);
- прирост общего коэффициента смертности сельского населения, ‰-ные пункты (Y_5).

Использование общего коэффициента смертности в качестве зависимой переменной обусловлено влиянием на его уровень как возрастной смертности, так и возрастной структуры населения. Гипотезы о нормальности распределения зависимых переменных подтвердились, что позволило использовать для выявления факторов метод линейной множественной регрессии (на основе критерия Колмогорова – Смирнова, наименьшее значение уровня значимости $p \geq 0,131$). При построении моделей использовались робастные оценки стандартных ошибок (с поправкой на гетероскедастичность).

Первоначально на основе логического анализа были отобраны 33 переменные в качестве факторов, влияющих на прирост смертности в 2020 г. по сравнению с 2019 г. Перечень переменных и их описательные статистики приведены в Приложении 1.

Предварительно была проведена проверка данных на наличие мультиколлинеарности (матрица коэффициентов ранговой корреляции Спирмена представлена в приложении 2). Расчет коэффициентов инфляции дисперсии для обнаружения мультиколлинеарности $VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, где $R(j)$ – коэффициент множественной корреляции между переменной j и другими независимыми переменными потребовал исключения из набора независимых переменных при построении регрессии X_{13} (среднее число лиц в домохозяйстве), X_4 (заболеваемость болезнями, характеризующимися повышенным кровяным давлением), X_{10} (доля населения старше трудоспособного возраста в общей численности населения), для которых значения $VIF(j) > 10,0$. Построенные модели гомоскедастичны (проверка осуществлялась на основе теста Вайта, значимость p для построенных моделей $\geq 0,11$) и адекватны (на основе теста Рамсея, p для построенных моделей $\geq 0,09$). Построение моделей происходило с учетом значений информационных критериев Шварца, Акаике, Хеннана – Куинна.

Предварительный анализ региональной дифференциации прироста смертности

Изначально в качестве зависимых переменных – индикаторов изменения уровня смертности были выбраны показатели, рассчитанные на основе официальных данных Росстата за 2019 и 2020 гг.:

- ожидаемая продолжительность жизни, для мужчин, женщин и населения в целом в возрастах 0 лет, трудоспособном возрасте (15–59 лет) и 60 лет;
- общий коэффициент смертности для мужчин, женщин и населения в целом, в том числе проживающих в городской и сельской местностях.

Потери ожидаемой продолжительности жизни (ОПЖ) при рождении для всего населения России в 2020 г. по сравнению с 2019 г. составили для мужчин 1,75 года, для женщин – 1,74 года, прервав тенденцию роста этого показателя на протяжении последних лет (с 2004 г.). При этом наибольшее сокращение ОПЖ при рождении обусловлено ростом смертности в пожилых возрастах и у мужского населения.

Анализ данных в разрезе регионов России показал, что наибольшая вариация характерна для потерь продолжительности жизни у женщин

(коэффициент вариации составил 135%, у мужчин — 26%). Большая часть регионов имеет средние величины потерь, однако на фоне общей совокупности выделяется ряд «аномальных» территорий, где продолжительность жизни в 2020 г.

увеличилась, или напротив потери были максимальными. Для примера представлены результаты группировки регионов России по величине потерь ожидаемой продолжительности жизни при рождении (см. рис. 1).



Рис. 1. Потери ожидаемой продолжительности жизни в регионах России в 2020 г. по сравнению с 2019 г. (все население, оба пола, лет)

Источник: построено на основе данных Росстата (<https://www.fedstat.ru/indicator/31293>).

В 2020 г. ожидаемая продолжительность жизни при рождении снизилась во всех регионах кроме г. Севастополя. Рост продолжительности жизни при рождении составил в Севастополе 0,05 года. Скорее всего этот рост продолжительности жизни был иллюзорным, основанным на искажении численности и структуры населения (и тем самым — занижении знаменателя коэффициентов смертности). Как отмечает О.С. Чудиновских, «стремительный рост численности населения г. Севастополя в 2020 г., достигший 60,9 тыс. человек, или 13,5% к показателю 2019 г.» не происходил более ни в одном из регионов страны [24].

В 2020 г. наблюдался значительный скачок общего коэффициента смертности, заметный на фоне показателей предыдущих лет (см. рис. 2).

В целом по России общий коэффициент смертности увеличился на 2,349 промилльных пункта (19,2%). В большей степени рост коснулся смертности городского населения,

чем сельского (соответственно, 20,6 и 15,3%), в относительном выражении рост был несколько более значителен для женщин (соответственно, 19,6 и 18,8%), что может быть объяснено высокой долей пожилого населения среди женщин.

Величина вариации для прироста общего коэффициента смертности по регионам ниже, чем для показателя продолжительности жизни (коэффициент вариации 21,6%). При этом в сельской местности вариативность показателей для мужчин значительно выше, чем для женщин (соответственно, 62,2 и 44,5%). В городах напротив наблюдается небольшое превышение коэффициента вариации для показателей смертности у женщин (30,7 и 29,2%, соответственно). Лишь в городском населении Севастополя в 2020 г. произошло снижение общего коэффициента смертности, что вызывает сомнения в связи с корректировкой данных по численности мигрантов (см. таблицу 1).

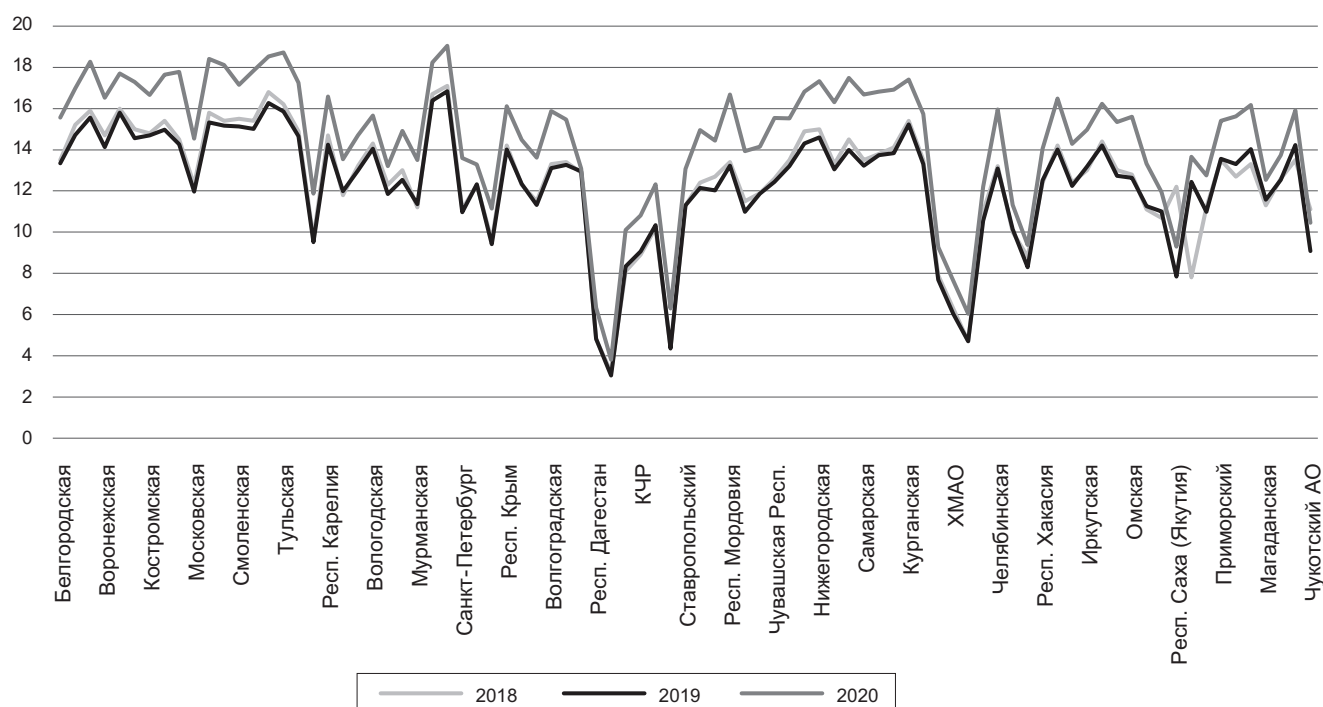


Рис. 2. Общий коэффициент смертности в регионах России в 2018–2020 гг. (в промилле)

Таблица 1

Интервалы прироста общего коэффициента смертности в регионах России, 2019–2020 гг.

Интервалы прироста общего коэффициента смертности, в промилльных пунктах	Число регионов	Регионы
до 0,357	1	г. Севастополь
0,357–0,814	1	Республика Ингушетия
0,815–1,271	7	Забайкальский край, Сахалинская область, Республика Алтай, Республика Тыва, Республика Адыгея, Магаданская область, Республика Бурятия
1,272–1,727	13	Республика Калмыкия, Архангельская область, Еврейская автономная область, Тюменская область, Ханты-Мансийский автономный округ, Вологодская область, Республика Коми, Республика Хакасия, Республика Дагестан, Республика Саха (Якутия), Чукотский автономный округ, Калининградская область, Ямало-Ненецкий автономный округ
1,728–2,185	19	Амурская область, Краснодарский край, Мурманская область, Республика Крым, Томская область, Красноярский край, Смоленская область, Кемеровская область, Республика Северная Осетия-Алания, Костромская область, Чеченская Республика, Ивановская область, Новгородская область, Приморский край, Иркутская область, Ставропольский край, Камчатский край, Кабардино-Балкарская Республика, Карачаево-Черкесская Республика
2,186–2,642	22	г. Санкт-Петербург, Новосибирская область, Ярославская область, Московская область, Кировская область, Алтайский край, Свердловская область, Республика Марий Эл, Воронежская область, Ленинградская область, г. Москва, Республика Карелия, Пермский край, Хабаровский край, Астраханская область, Удмуртская Республика, Тверская область, Брянская область, Белгородская область, Псковская область, Курганская область, Ростовская область
2,643–3,098	16	Чувашская Республика, Саратовская область, Ульяновская область, Орловская область, Омская область, Республика Татарстан, Рязанская область, Челябинская область, Тульская область, Тамбовская область, Республика Башкортостан, Волгоградская область, Нижегородская область, Владимирская область, Калужская область, Курская область
3,099–3,556	5	Липецкая область, Пензенская область, Самарская область, Республика Мордовия, Оренбургская область

В большей части регионов (в 70) наблюдается повышение общего коэффициента смертности в пределах от 1,3 до 3,1 промилльного пункта (п. п.). Наиболее значительное повышение показателя

смертности наблюдалось в Липецкой (на 3,514 п. п.), Пензенской (3,495), Самарской (3,468), Оренбургской областях (3,263) и Республике Мордовия (3,455 п. п.). В г. Севастополе

коэффициент смертности в целом практически остался на прежнем уровне (прирост составил лишь 0,126 п. п., или менее 1%). Далее по величине прироста следует Республика Ингушетия (0,762 п. п.). На рис. 3 представлена дифференциация регионов России по величине прироста общего коэффициента смертности в 2020 г.

Обращает на себя внимание, что группировки регионов страны по показателям потерь ожидае-

мой продолжительности жизни и приросту коэффициента смертности значительно различаются, что определяется сущностью и методикой расчета показателей. Высокий прирост общей смертности отнюдь не означает столь же значительного сокращения ожидаемой продолжительности жизни при рождении, так как на значение общего коэффициента влияет, помимо возрастной смертности, и возрастно-половая структура.



Рис. 3. Прирост общего коэффициента смертности в регионах России в 2020 г. по сравнению с 2019 г. (в промилльных пунктах)

В дальнейшем в моделях в качестве зависимой переменной будет использоваться прирост общего коэффициента смертности для оценки неравномерности реакции населения регионов на пандемию COVID-19, что обусловлено рядом причин, в первую очередь методологией расчета этого показателя. Общий коэффициент смертности зависит как от возрастной смертности, так и от возрастной структуры населения. В течение одного года возрастная структура регионов не могла резко измениться, следовательно, можно предположить, что именно рост возрастных коэффициентов смертности обусловил значительную часть различий регионов по росту общего коэффициента смертности, а также исходная дифференциация возрастных структур — доли пожилого населения в регионах, в большей степени затронутого пандемией в 2020 г.

В нашем исследовании мы не ставили целью оценить избыточную смертность и ограничились приростом общего коэффициента смертности (ОКС) за один год, хотя при этом упускаются возможные флуктуации в интенсивности годовой смертности, связанные со спецификой предыдущих лет.

Результаты моделирования

Наилучшей моделью для зависимой переменной «прирост общего коэффициента смертности» для всего населения является следующая (см. таблицу 2).

Скорректированный R-квадрат равен 0,653117, то есть включенные в модель факторы на 65,3% объясняют вариацию результативного признака — разницу в значениях прироста общего коэффициента смертности в 2020 г. Уравнение значимо (значение F-критерия равно 16,97 при p менее 0,001).

Модель прироста общего коэффициента смертности

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
const	2,98544	1,88819	1,581	0,1184
X_2	-0,000192890	0,000129068	-1,494	0,1396
X_3	$4,43253 \times 10^{-5}$	$1,71430 \times 10^{-5}$	2,586	0,0118**
X_5	-0,000437544	0,000178961	-2,445	0,0170**
X_7	-0,000255172	$6,88500 \times 10^{-5}$	-3,706	0,0004***
X_9	-0,00388709	0,00166584	-2,333	0,0225**
X_{11}	0,855032	0,198294	4,312	$5,28 \times 10^{-5}$ ***
X_{14}	-0,0306907	0,0302318	-1,015	0,3136
X_{18}	0,0318673	0,0110002	2,897	0,0050***
X_{21}	$-3,37051 \times 10^{-6}$	$1,77844 \times 10^{-6}$	-1,895	0,0623*
X_{25}	0,00467922	0,00177318	2,639	0,0103**
X_{26}	-0,000304064	0,000163166	-1,864	0,0666*
X_{29}	-0,0125767	0,00376490	-3,341	0,0014***
X_{30}	0,555933	0,104006	5,345	$1,10 \times 10^{-6}$ ***
X_{31}	0,00348474	0,00129436	2,692	0,0089***

* Коэффициенты значимы на уровне 0,1.

** Коэффициенты значимы на уровне 0,05.

*** Коэффициенты значимы на уровне 0,01.

В полученном уравнении значимы коэффициенты при переменных X_3 , X_5 , X_7 , X_9 , X_{11} , X_{18} , X_{21} , X_{25} , X_{26} , X_{29} , X_{30} , X_{31} . На увеличение прироста общего коэффициента смертности в регионах России повлияло значительная доля населения в возрасте 85 лет и старше (X_{11}), широта социальных контактов за пределами семьи (X_{18}), наличие крупных городов (X_{30}) и уровень смертности от COVID-19 (X_{31}). Кроме этого, на приросте ОКС сказался масштаб распространения заболеваемости болезнями системы кровообращения (X_3).

Заболеваемость хронической обструктивной легочной болезнью (X_5) оказывает отрицательное влияние на прирост смертности. Прирост смертности в 2020 г. в целом был ниже в тех регионах, где уровень заболеваемости выше. Также прирост смертности меньше в случае более значительного перевеса в половой структуре в сторону женщин (X_9).

Однако несмотря на то, что мегаполисы должны были испытывать более заметный рост смертности, расчеты показали, что плотность населения (X_7) играет обратную роль — с увеличением плотности населения в регионах прирост ОКС снижается. Подобное противоречие требует дальнейшего исследования. Возможно, высокая плотность населения характеризует большую доступность медицинской инфраструктуры, а также в крупных городах были более строгие ограничения на передвижения населения.

На прирост смертности оказывает влияние нагрузка на систему поликлинических учреждений (X_{25}) — с ростом нагрузки увеличивается прирост ОКС. Размер денежных выплат населению региона в 2020 г. (X_{26}), напротив, приводит к сокращению прироста смертности.

Снижение прироста смертности в регионах с высоким числом перевозок пассажиров автобусами общего пользования накануне пандемии на первый взгляд вызывает удивление, поскольку пассажирский транспорт представляет собой зону повышенного риска заражения. Можно тем не менее предположить, что ограничения на использование транспорта, введенные в крупных городах для пожилого населения (65+) и населения с хроническими заболеваниями, сыграли положительную роль в замедлении распространения инфекции среди групп населения с наиболее высоким риском.

Парадоксальной выглядит и отрицательная зависимость прироста смертности от миграционного оборота (X_{29}). Казалось бы, более значительная мобильность населения могла привести в условиях пандемии к росту смертности. Возможно, выявленная зависимость является следствием того, что в целом в 2020 г. миграционная мобильность значительно снизилась.

Интерес представляет и специфика прироста смертности в разрезе полов, с учетом значительной дифференциации смертности

по причинам в России, в том числе и смертности от COVID-19. В таблице 3 представлены результаты моделирования для зависимой пере-

менной Y_2 «прирост коэффициента смертности мужчин».

Таблица 3

Модель прироста коэффициента смертности мужчин

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
const	7,51747	1,00759	7,461	$1,26 \times 10^{-10}$ ***
X_8	-0,0164474	0,00528135	-3,114	0,0026***
X_{12}	-1,54365	0,378565	-4,078	0,0001***
X_{14}	-0,0718439	0,0300194	-2,393	0,0192**
X_{23}	-0,00870954	0,00461976	-1,885	0,0633*
X_{27}	$1,98441 \times 10^{-5}$	$7,43127 \times 10^{-6}$	2,670	0,0093***
X_{29}	-0,0125603	0,00285199	-4,404	$3,48 \times 10^{-5}$ ***
X_{30}	0,435761	0,110655	3,938	0,0002***
X_{31}	0,00366787	0,00130930	2,801	0,0065***

* Коэффициенты значимы на уровне 0,1.

** Коэффициенты значимы на уровне 0,05.

*** Коэффициенты значимы на уровне 0,01.

Скорректированный R-квадрат равен 0,616646. Уравнение значимо (значение F-критерия равно 14,21445 при p менее чем 0,001). В полученном уравнении значимы все коэффициенты.

С ростом среднего размера пособий и других социальных выплат лицам, имеющим право на получение мер социальной поддержки (X_{27}), и повышением уровня смертности от COVID-19 всего населения (X_{31}) прирост смертности мужского населения увеличивался. Возможно, влияние показателя «размер пособий и других социальных выплат лицам, имеющим право на получение мер социальной поддержки» связано с тяжестью социальной ситуации лиц, которым выплачивается пособие, прежде всего состоянием здоровья, инвалидностью и преклонным возрастом. Повышающее влияние оказало также наличие в регионе крупных городов с численностью населения 500 тыс. человек и более (X_{30}).

В противовес этому, величина прироста коэффициента смертности мужчин сокращалась в случае увеличения числа детей в возрасте до 18 лет на 1 домохозяйство (X_{12}). Возможно, в условиях низкой рождаемости и, соответственно, незначительной вариации числа детей, в большей степени здесь играет роль относительно более молодой возраст членов домохозяйств (родителей) и средний возраст членов домохозяйств в целом.

Отрицательное влияние на рост смертности мужчин оказали также такие показатели, как численность населения, приходящаяся на одного ра-

ботника среднего медицинского персонала (X_{23}) и доля лиц, занятых в сфере услуг (работа с людьми) (X_{14}). Изначально показатель «доля лиц, занятых в сфере услуг» был включен в анализ для проверки гипотезы о том, что более тесные контакты людей в сфере услуг способствуют распространению COVID-19. Однако, как показали результаты моделирования, данный показатель скорее выступает индикатором развитости сферы услуг, в том числе возможности предоставления дистанционных услуг, бесконтактного обслуживания, возможности доставки товаров на дом, большего соблюдения требований санитарных норм в крупных торговых центрах. С учетом того, что повышенная нагрузка на учреждения здравоохранения оказывает влияние на рост смертности, можно предположить, что роль доступности медицинских учреждений в контексте прироста смертности в регионах в 2020 г. более значима, чем обеспеченность средним медицинским персоналом.

Сокращается прирост коэффициента смертности мужчин под влиянием роста доли городского населения (X_8) — видимо, долю городского населения можно рассматривать как индикатор более развитой инфраструктуры, в том числе системы здравоохранения. Как и для всего населения, отрицательную роль в приросте коэффициента смертности сыграл миграционный оборот (X_{29}), отражающий совокупные миграционные потоки на территории региона. В таблице 4 представлены результаты моделирования коэффициента смертности женщин.

Модель прироста коэффициента смертности женщин

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Const	2,02564	2,38568	0,8491	0,3990
X_2	-0,000129449	0,000144994	-0,8928	0,3753
X_3	$5,54558 \times 10_{-3}$	$1,78232 \times 10_{-5}$	3,111	0,0028***
X_5	-0,000661097	0,000215859	-3,063	0,0032***
X_7	-0,000235372	$7,69123 \times 10_{-5}$	-3,060	0,0032***
X_9	-0,00440797	0,00208727	-2,112	0,0385**
X_{11}	0,835867	0,272778	3,064	0,0032***
X_{12}	-0,242489	0,372371	-0,6512	0,5172
X_{15}	-0,0121466	0,00954696	-1,272	0,2078
X_{18}	0,0388589	0,0127041	3,059	0,0032***
X_{20}	0,0806528	0,0731516	1,103	0,2743
X_{21}	$-4,09287 \times 10_{-6}$	$2,33001 \times 10_{-6}$	-1,757	0,0837*
X_{22}	0,00131045	0,00114939	1,140	0,2584
X_{24}	-0,00277598	0,00248197	-1,118	0,2675
X_{25}	0,00455709	0,00182836	2,492	0,0152 **
X_{26}	-0,000171012	0,000162993	-1,049	0,2980
X_{29}	-0,0106976	0,00453159	-2,361	0,0213**
X_{30}	0,587096	0,13123	4,473	$3,17 \times 10_{-5}$ ***
X_{31}	0,00406273	0,00131904	3,080	0,0030***

* Коэффициенты значимы на уровне 0,1.

** Коэффициенты значимы на уровне 0,05.

*** Коэффициенты значимы на уровне 0,01.

Исправленный R-квадрат равен 0,588643, уравнение значимо, F-критерий равен 11,37987, $p < 0,001$. В полученном уравнении значимы коэффициенты при переменных $X_3, X_5, X_7, X_9, X_{11}, X_{18}, X_{21}, X_{25}, X_{29}, X_{30}, X_{31}$.

Повышающее влияние на прирост коэффициента смертности женщин оказали такие факторы, как:

- заболеваемость болезнями системы кровообращения (X_5);
- доля населения в возрасте 85 лет и старше (X_{11});
- доля респондентов, которые в случае необходимости могут просить о помощи человека, который не является членом домохозяйства (X_{18});
- количество посещений амбулаторно-поликлинических учреждений в смену (X_{25});
- наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более (X_{30});
- уровень смертности от COVID-19 всего населения (X_{31}).

Понижающие влияние:

- заболеваемость другой хронической обструктивной легочной болезнью (X_3);
- плотность населения, человек на 1 кв. км (X_7);
- соотношение мужчин и женщин (на 1000 мужчин приходится женщин) (X_9);

— число перевозок пассажиров автобусами общего пользования (X_{21});

— миграционный оборот на 1000 человек, 2020 г. (X_{29}).

Переменные, вошедшие в модель смертности для женщин, уже интерпретировались при рассмотрении результатов моделирования прироста коэффициента смертности для всего населения и для мужчин. Отметим, что заболеваемость болезнями кровообращения оказала влияние именно на рост смертности у женщин. А заболеваемость болезнями легких, напротив, сыграла понижающую роль (возможно, сказывается специфика протекания заболевания COVID-19 у лиц с легочными заболеваниями).

Для оценки специфики факторов прироста смертности городского и сельского населения были построены еще две модели. В таблице 5 представлены результаты моделирования для переменной «прирост коэффициента смертности городского населения» (Y_4).

Значение исправленного R-квадрат – 0,523922, F-критерий равен 12,09159 при $p < 0,001$. В полученном уравнении значимы коэффициенты при всех переменных, за исключением X_{25} .

Таблица 5

Модель прироста коэффициента смертности городского населения

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
const	2,30532	1,22221	1,886	0,0632*
X_{11}	0,495813	0,203826	2,433	0,0174**
X_{14}	-0,109745	0,0371139	-2,957	0,0042***
X_{15}	-0,0204683	0,0101507	-2,016	0,0474**
X_{17}	0,0364742	0,0158142	2,306	0,0239**
X_{25}	0,00297479	0,00184263	1,614	0,1107
X_{26}	-0,000483818	0,000188404	-2,568	0,0122**
X_{29}	-0,00919221	0,00454092	-2,024	0,0465**
X_{30}	0,451833	0,130514	3,462	0,0009***
X_{32}	0,00269713	0,00124454	2,167	0,0334**

* Коэффициенты значимы на уровне 0,1.

** Коэффициенты значимы на уровне 0,05.

*** Коэффициенты значимы на уровне 0,01.

Повышающее влияние на прирост смертности городского населения оказывают:

- доля населения в возрасте 85 лет и старше (X_{11});
- доля респондентов, которые встречаются с друзьями, родственниками или коллегами хотя бы один раз в неделю (X_{17});
- наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более (X_{30});
- уровень смертности от COVID-19 городского населения (X_{32});

Понижающее влияние:

- доля лиц, занятых в сфере услуг (работа с людьми) (X_{14});
- доля респондентов, осуществляющих покупки с помощью сети Интернет (X_{15});
- средний размер назначенных денежных выплат на человека (X_{26});

— миграционный оборот (X_{29}).

В отношении городского населения можно отметить ранее выявленные закономерности: прирост коэффициента смертности более значителен в случае «старой» возрастной структуры, масштабных социальных контактов. Оказывает свое влияние и смертность от COVID-19 как таковая.

Понижающее влияние на прирост смертности в городах оказывает развитие сферы услуг и использование для покупок сети Интернет, а также денежные выплаты населению. Как и для всего населения, проявляется отрицательная зависимость прироста смертности от миграционного оборота. Таблица 6 свидетельствует об определенных особенностях прироста смертности сельского населения.

Таблица 6

Модель прироста коэффициента смертности сельского населения

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
const	5,28618	2,20730	2,395	0,0193**
X_1	-0,000236864	0,000160253	-1,478	0,1438
X_2	-0,000400953	0,000176698	-2,269	0,0263**
X_3	$4,20151 \times 10^{-5}$	$2,24390 \times 10^{-5}$	1,872	0,0653*
X_6	-0,000483714	0,000282118	-1,715	0,0908*
X_{11}	0,538035	0,232767	2,311	0,0237**
X_{12}	-1,95868	0,900888	-2,174	0,0330**
X_{19}	0,0946636	0,0487220	1,943	0,0560*
X_{23}	-0,0129806	0,00760983	-1,706	0,0924*
X_{30}	0,286780	0,158540	1,809	0,0747*
X_{33}	0,00923013	0,00241425	3,823	0,0003***

* Коэффициенты значимы на уровне 0,1.

** Коэффициенты значимы на уровне 0,05.

*** Коэффициенты значимы на уровне 0,01.

Исправленный R-квадрат равен 0,416534, F-критерий — 8,955162 при $p < 0,001$. В полученном уравнении значимы все коэффициенты, за исключением X_1 .

Повышающее влияние на прирост коэффициента смертности сельского населения оказывают:

- заболеваемость болезнями системы кровообращения (X_3);
- доля населения в возрасте 85 лет и старше (X_{11});
- доля респондентов, являющихся членами добровольных организаций (X_{19});
- наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более (X_{30});
- уровень смертности от COVID-19 сельского населения (X_{33}).

Наряду с этим прирост коэффициента смертности снижается под влиянием таких факторов, как:

- ожирение (X_2);
- заболеваемость онкологическими заболеваниями (X_6);
- число детей в возрасте до 18 лет на одно домохозяйство (X_{12});
- численность населения, приходящаяся на одного работника среднего медицинского персонала (X_{23}).

То есть прирост смертности сельского населения определяется распространенностью заболеваний системы кровообращения, долей пожилых лиц в населении, распространенностью социальных контактов, а также общим уровнем смертности от COVID-19.

Для сельского населения характерна меньшая, по сравнению с городским, распространенность официальной онкологической заболеваемости в связи с ее неполной регистрацией. Видимо в этом кроется причина обратной зависимости прироста смертности от онкологических заболеваний, также, впрочем, как и от ожирения. Напомним, что в качестве индикаторов здесь использованы данные о лицах, состоящих на учете в медицинских организациях.

Снижение роли среднего медицинского персонала как фактора, влияющего на уровень смертности в период пандемии, может быть связано с тем, что растет роль оснащенности медицинских учреждений, а также с более высокой значимостью наличия квалифицированных врачей.

Отрицательное влияние переменной «число детей в возрасте до 18 лет на одно домохозяйство

(X_{12})» можно объяснить возрастным составом домохозяйств с детьми (дети живут в домохозяйствах, семьях с родителями достаточно молодого возраста).

Заключение

Проведенное исследование позволяет говорить о влиянии демографических факторов на величину прироста смертности в 2020 г., прежде всего для городского населения.

Помимо непосредственно смертности от COVID-19 в приросте смертности заметную роль играют и другие причины, в частности болезни системы кровообращения. Однако отсутствует связь между изменениями в уровне смертности в регионах и отдельными заболеваниями (в частности, распространенностью диабета, ожирения, повышенного артериального давления).

Частично принимается гипотеза о связи тесноты индивидуальных контактов со смертностью в регионе, прежде всего для женщин. Не зафиксирована значимая связь смертности с плотностью населения, с пассажирооборотом в год, предшествовавший пандемии. Большее количество детей в домохозяйстве оказывает влияние на рост смертности у сельских женщин. Сильнее смертность растет в тех регионах, в которых располагается хотя бы один город с населением в 500 тыс. человек и более. Рост уровня смертности в меньшей степени происходит в регионах, где сильнее развита сфера услуг.

Результаты оказались разнонаправленными для городской и сельской местности: в городской местности больший рост смертности происходит в тех регионах, где респонденты чаще встречаются с друзьями, а в сельской (у мужчин) — где встречи с друзьями происходят реже.

Значительную роль в приросте коэффициентов смертности сыграла повышенная нагрузка на инфраструктуру здравоохранения. Смертность в регионах не коррелирует с тем, в какой мере больницы обеспечены врачами, но при этом смертность логичным образом выше в тех регионах, где наблюдается дефицит больничных коек, и ниже в тех регионах, где респондент с большей вероятностью получит уход со стороны работников среднего медицинского персонала.

Любопытен результат, что рост смертности от COVID-19 оказал положительное влияние на общий рост смертности в городах, но не ока-

Литература

зал значимого влияния на изменение смертности в сельской местности, что может говорить о том, что COVID-19 играет не столь существенную роль в структуре смертности по причинам в сельской местности, как в городской, либо что заболевшие в сельской местности получают лечение в городах, и смерти регистрируются также в городах — это наблюдение требует дальнейшей проверки.

Наблюдается сокращение прироста смертности при более значительных денежных выплатах населению региона, прежде всего городскому.

Повторяющаяся совокупность факторов, влияющих на прирост смертности в разных моделях, построенных для различных групп населения, может свидетельствовать об устойчивости результатов. Прежде всего можно говорить о таких факторах, как доля лиц, занятых в сфере услуг, миграционный оборот, наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более, уровень смертности от COVID-19. Вместе с тем набор факторов, влияющих на прирост смертности различается для типов поселений (городское и сельское), мужчин и женщин.

Значение исправленного R-квадрат для построенных моделей не превышает 65%, что говорит о том, что входящие в модель факторы не позволяют объяснить значительную часть вариации результативного признака, что требует поиска новых данных и новых методов моделирования.

В силу наличия в моделях факторов, влияющих как на общий прирост смертности, так и на распространенность COVID-19, целесообразно применение и других методов моделирования к решению поставленной задачи, в частности, двухэтапного МНК.

Требуется уточнения набор показателей для проверки гипотез о влиянии различных факторов на прирост смертности; в частности, целесообразен подбор показателей на основе выборочных обследований, аппроксимирующих самосохранительное поведение и уровень доверия в обществе; уточнение индикатора, характеризующего влияние частоты контактов в транспорте на распространенность COVID-19 (возможно — наличие метрополитена). Желательно включение в анализ данных о трансформации системы здравоохранения в период пандемии, расходах регионов на медицину, данных о заболеваемости в разрезе пола и возраста.

1. **Девяткин А.В., Девяткин А.А.** Новая коронавирусная инфекция — COVID-19. Вопросы происхождения, тропности возбудителя, путей передачи инфекции, лабораторной диагностики и специфической терапии // *Кремлевская медицина. Клинический вестник*. 2020. № 2. С. 5–13.

2. **Бударин С.С.** Устойчивость функционирования мировых систем здравоохранения в период пандемии КОВИД-19 // *Экономика и управление: проблемы, решения*. 2020. Т. 3. № 8 (104). С. 105–114.

3. **Иноятов А.Ш., Ихтиярова Г.А., Мусаева Д.М., Каримова Г.К.** Оценка состояния беременных женщин с диабетом, при заражении COVID-19 // *Новый день в медицине*. 2020. № 2 (30). С. 101–103.

4. **Помыткина Т.Е., Жукова А.Е., Хромов К.В.** Сердечно-сосудистые заболевания и КОВИД-19. Психология. Спорт. Здравоохранение. Сборник избранных статей по материалам Международной научной конференции. Санкт-Петербург, 2020. С. 29–30.

5. **Кочеров И.П.** Анализ данных по ежедневному заражению КОВИД-19 // *Процессы управления и устойчивость*. 2021. Т. 8. № 1. С. 418–423.

6. **Брагина А.В., Пилипенко Д.В., Ахмадеев Д.Р.** Влияние COVID-19 и вызванного им кризиса на российскую экономику // *E-Scio*. 2020. № 8 (47). С. 9–15.

7. **Buklemishev O.V.** Coronavirus Crisis and its Effects on the Economy // *Population and Economics*. 2020. Vol. 4. No. 2. P. 13–17.

8. **Данилова И.А.** Заболеваемость и смертность от COVID-19. Проблема сопоставимости данных // *Демографическое обозрение*, 2020. Том: 7. № 1. С. 6–26.

9. **Четвериков В.М., Пугачева О.В., Воронцова Т.Д.** Проблемы формирования достоверной «ковидной» статистики: отечественный и зарубежный опыт // *Вопросы статистики*. 2021. Том 28. № 4. С. 45–66.

10. **Maleva T.M., Kartseva M.A., Korzhuk S.V.** Socio-demographic determinants of COVID-19 vaccine uptake in Russia in the context of mandatory vaccination of employees // *Population and Economics*. 2020. № 5(4). pp. 30–49.

11. **Четвериков В.М.** Особенности и интенсивность распространения COVID-19 в странах большой экономики // *Вопросы статистики*. 2020. Том 27. № 6. С. 86–104.

12. **Zemtsov S.P., Baburin V.L.** Risks of morbidity and mortality during the COVID-19 pandemic in Russian regions // *Population and Economics*. 2020. No. 4(2). Pp. 158–181. doi: 10.3897/popecon.4.e54055

13. **Balb N. et al.** Demography and the Coronavirus Pandemic // *Population and Policy*. Brief. No. 25, May 2020.

14. **Verhagen M. et al.** Forecasting spatial, socio-economic and demographic variation in COVID-19 health care demand in England and Wales. *BMC Medicine* (2020) 18:203. URL: <https://doi.org/10.1186/s12916-020-01646-2> (дата обр.: 25.12.21)

15. **Bonanad C.** et al. The effect of age on mortality in patients with COVID-19: a metaanalysis with 611,583 subjects // Journal of the American Medical Directors Association. 2020. Vol. 21. No. 7. pp. 915–918.
16. **Kang S.J., Jung S.I.** Age-related morbidity and mortality among patients with COVID-19 // Infection & chemotherapy. 2020. Vol. 52. No. 2. pp. 154.
17. **Pradhan A., Olsson P.E.** Sex differences in severity and mortality from COVID-19: are males more vulnerable? // Biology of sex Differences. 2020. Vol. 11. No. 1. PP. 1–11.
18. **Karlinsky A., Kobak D.** Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset // Elife. 2021. Vol. 10. URL: <https://elifesciences.org/articles/69336> (дата обр.: 25.12.21).
19. **Caramelo F., Ferreira N., Oliveira B.** Estimation of risk factors for COVID-19 mortality preliminary results. MedRxiv. 2020.
20. **Jawad A.J.** Effectiveness of population density as natural social distancing in COVID19 spreading // Ethics, Medicine and Public Health. 2020. Vol. 11. No. 1. P. 100556.
21. **Sayyida S., Hartini S., Gunawan S., Husin S.N.** The impact of the covid-19 pandemic on retail consumer behavior // Aptisi Transactions on Management (ATM). 2021. Vol. 5. No. 1. P. 79–88.
22. **Musselwhite C., Avineri E., Susilo Y.** Editorial JTH 16–The Coronavirus Disease COVID-19 and implications for transport and health // Journal of Transport & Health. 2020. Vol. 16. P. 100853.
23. **Musselwhite C., Avineri E., Susilo Y.** Restrictions on mobility due to the coronavirus Covid19: Threats and opportunities for transport and health // Journal of Transport & Health. 2021.
24. **Чудиновских О.С.** О росте численности населения города Севастополя и парадоксах статистики // Демоскоп weekly, № 913 – 914, 21 сентября – 4 октября 2021 г. <http://www.demoscope.ru/weekly/2021/0913/perep05.php>. Дата обращения: 30.11.2021.

Приложение 1

Описательные статистики
($n = 85$)

	Минимум	Максимум	Среднее	Стандартное отклонение
Прирост общего коэффициента смертности всего населения, ‰-ные пункты, (Y_1), 2020 г. – 2019 г.	0,13	3,51	2,1497	0,68486
Прирост общего коэффициента смертности мужчин, ‰-ные пункты, (Y_2), 2020 г. – 2019 г.	0,08	3,75	2,2591	0,72105
Прирост общего коэффициента смертности женщин, ‰-ные пункты, (Y_3), 2020 г. – 2019 г.	0,17	3,59	2,0548	0,71419
Прирост общего коэффициента смертности городского населения, ‰-ные пункты, (Y_4), 2020 г. – 2019 г.	-0,11	5,19	2,2669	0,79835
Прирост общего коэффициента смертности сельского населения, ‰-ные пункты, (Y_5), 2020 г. – 2019 г.	-0,01	5,47	2,0008	0,92622
Заболеваемость сахарным диабетом, на 100 тыс, всего населения, человек, 2019 г. (X_1)	1011,60	4607,50	3199,0976	697,03377
Состоящие на учете с диагнозом ожирение, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_2)	172,90	2524,60	685,1976	420,75537
Заболеваемость болезнями системы кровообращения, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_3)	4341,70	30 783,80	15 374,4318	5366,19219
Заболеваемость болезнями, характеризующимися повышенным кровяным давлением, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_4)	1778,90	17 968,60	8660,5506	3453,28076
Заболеваемость хронической обструктивной легочной болезнью, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_5)	27,50	1976,30	407,7529	301,94541
Заболеваемость онкологическими заболеваниями, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_6)	915,00	3520,30	2574,2882	600,26030
Плотность населения, человек на 1 кв, км на 1 января 2020 г. (X_7)	0,10	4950,40	134,7264	666,76016
Доля горожан в % в общей численности населения региона на 1 января 2020 г. (X_8)	29,28	100,00	71,0207	12,92910
Соотношение мужчин и женщин (на 1000 мужчин приходится женщин), на конец 2019 г. (X_9)	962	1224	1140,45	51,698

	Минимум	Максимум	Среднее	Стандартное отклонение
Доля населения старше трудоспособного возраста в общей численности населения, в %, 2019 г. (X_{10})	10,30	30,30	24,1517	4,53828
Доля населения в возрасте 85 лет и старше, в %, 2020 г. (X_{11})	0,10	2,20	1,2828	0,46835
Число детей в возрасте до 18 лет на 1 домохозяйство, 2018 г. (X_{12})	0,63	1,97	0,9005	0,23548
Среднее число лиц в домохозяйстве, 2018 г. (X_{13})	2,80	4,69	3,1816	0,35916
Доля лиц, занятых в сфере услуг (работа с людьми) – на основе ОКЗ-2014, в %, 2020 г. (X_{14})	20,70	30,20	24,5118	1,90666
Доля респондентов, осуществляющих покупки с помощью сети Интернет, в %, 2020 г. (X_{15})	7,00	48,30	23,0188	8,05132
Доля домохозяйств, имеющих широкополосный (фиксированный или мобильный) доступ в сеть Интернет, в %, 2020 г. (X_{16})	40,10	92,80	79,3188	8,18997
Доля респондентов, которые встречаются с друзьями, родственниками или коллегами, хотя бы раз в неделю, в %, 2018 г. (X_{17})	66,30	99,40	80,0259	6,42675
Доля респондентов, которые в случае необходимости могут просить о помощи человека, который не является членом домохозяйства, в %, 2018 г. (X_{18})	76,60	98,00	87,6447	4,48422
Доля респондентов, являющихся членами добровольных организаций, в %, 2018 г. (X_{19})	0,20	13,70	5,4882	2,84481
Доля респондентов, принимающих участие в деятельности добровольных организациях регулярно, не реже 1 раза в месяц, в %, 2018 г. (X_{20})	0,10	4,20	1,7365	0,97185
Число перевозок пассажиров автобусами общего пользования, на 1000 человек, 2019 г. (X_{21})	6818,84	134 434,76	67 203,9062	27 284,61063
Численность населения на одного врача, человек, 2019 г., (X_{22})	117,80	341,50	215,2575	39,78273
Численность населения на одного работника среднего медицинского персонала, человек, 2019 г. (X_{23})	64,50	136,00	93,9563	14,46026
Численность населения на одну больничную койку, человек, 2019 г. (X_{24})	78,80	226,80	123,0287	20,46037
Количество посещений амбулаторно-поликлинических учреждений в смену, на 10 000 человек населения, 2019 г. (X_{25})	119,60	476,50	285,3931	52,22375
Средний размер назначенных денежных выплат на человека (рублей), на конец 2020 г. (X_{26})	1137,30	2732,20	2369,7080	287,35615
Средний размер пособий и других социальных выплат лицам, имеющим право на получение мер социальной поддержки, рублей, на конец 2020 г. (X_{27})	1455,60	33489,10	8126,0035	6438,60361
Реальные денежные доходы населения по субъектам Российской Федерации, 2020 в % к 2019 (X_{28})	92,20	105,10	98,0621	2,25684
Миграционный оборот на 1000 человек, 2020 г. (X_{29})	-9,40	21,40	0,7918	5,42179
Наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более, 2020 г. (X_{30})	0	1	0,41	0,495
Уровень смертности от COVID-19 всего населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{31})	5,70	211,10	9,15	41,830
Уровень смертности от COVID-19 городского населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{32})	5,733	211,14	91,06382	41,42077
Уровень смертности от COVID-19 сельского населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{33})	0	218,155	65,22744	34,47237

		Матрица коэффициентов корреляции Спирмена																	Приложение 2	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	1,000	0,176	0,399	0,460	0,117	0,550	-0,002	0,140	0,431	0,593	0,486	-0,433	-0,501	-0,369	0,150	-0,122	-0,212	-0,217	-0,067	-0,140
2	0,176	1,000	0,460	0,390	0,381	0,153	0,139	-0,314	0,326	0,221	0,247	0,000	0,078	0,074	-0,117	0,077	0,052	0,059	-0,127	-0,270
3	0,399	0,460	1,000	0,887	0,640	0,379	0,182	-0,025	0,427	0,488	0,486	-0,273	-0,217	-0,110	0,161	0,004	0,024	-0,162	-0,004	-0,061
4	0,460	0,390	0,887	1,000	0,568	0,379	0,012	-0,018	0,379	0,411	0,360	-0,165	-0,221	-0,178	0,175	-0,127	0,040	-0,140	0,101	0,036
5	0,117	0,381	0,640	0,568	1,000	0,029	0,039	-0,179	0,214	0,131	0,152	0,072	0,014	-0,072	-0,034	0,049	-0,025	-0,085	0,006	-0,042
6	0,550	0,153	0,379	0,379	0,029	1,000	0,254	0,172	0,602	0,787	0,649	-0,624	-0,496	-0,328	0,016	-0,085	-0,083	-0,082	-0,120	-0,074
7	-0,002	0,139	0,182	0,012	0,039	0,254	1,000	-0,164	0,501	0,383	0,490	-0,206	0,218	-0,047	-0,034	0,269	0,025	0,032	-0,375	-0,247
8	0,140	-0,314	-0,025	-0,018	-0,179	0,172	-0,164	1,000	0,114	0,105	0,069	-0,479	-0,593	-0,230	0,052	-0,073	-0,243	-0,250	-0,179	-0,105
9	0,431	0,326	0,427	0,379	0,214	0,602	0,501	0,114	1,000	0,771	0,775	-0,477	-0,382	-0,241	0,010	-0,131	-0,233	-0,231	-0,232	-0,154
10	0,593	0,221	0,488	0,411	0,131	0,787	0,383	0,105	0,771	1,000	0,902	-0,726	-0,562	-0,368	0,083	-0,022	-0,220	-0,183	-0,224	-0,130
11	0,486	0,247	0,486	0,360	0,152	0,649	0,490	0,069	0,775	0,902	1,000	-0,648	-0,417	-0,263	-0,151	0,087	0,107	0,025	0,199	0,250
12	-0,433	0,000	-0,273	-0,165	0,072	-0,624	-0,206	-0,479	-0,477	-0,726	-0,648	1,000	0,727	0,322	-0,151	0,205	0,167	0,127	-0,035	-0,103
13	-0,501	0,078	-0,217	-0,221	0,014	-0,496	0,218	-0,593	-0,382	-0,562	-0,417	0,727	1,000	0,447	0,037	0,167	1,000	0,485	0,073	0,056
14	-0,369	0,074	-0,110	-0,178	-0,072	-0,328	-0,047	-0,230	-0,241	-0,368	-0,263	0,322	0,447	1,000	0,037	0,241	0,122	0,205	0,126	0,160
15	0,150	-0,117	0,161	0,175	-0,034	0,016	-0,034	0,460	0,052	0,010	0,083	-0,151	-0,206	0,037	1,000	0,277	0,107	0,025	0,241	0,218
16	-0,122	0,077	0,004	-0,127	0,049	-0,085	0,269	0,041	-0,073	-0,131	-0,022	0,087	0,258	0,241	0,277	1,000	0,167	0,127	-0,035	-0,103
17	-0,212	0,052	0,024	0,040	-0,025	-0,083	0,025	-0,148	-0,243	-0,233	-0,220	0,205	0,215	0,122	0,107	0,167	1,000	0,485	0,073	0,056
18	-0,217	0,059	-0,162	-0,140	-0,085	-0,082	0,032	-0,172	-0,250	-0,231	-0,183	0,199	0,235	0,205	0,025	0,127	0,485	1,000	-0,111	-0,068
19	-0,067	-0,127	-0,004	0,101	0,006	-0,120	-0,375	0,035	-0,179	-0,232	-0,224	0,250	0,126	0,069	0,241	-0,035	0,073	-0,111	1,000	0,808
20	-0,140	-0,270	-0,061	0,036	-0,042	-0,074	-0,247	0,018	-0,105	-0,154	-0,130	0,198	0,164	0,160	0,218	-0,103	0,056	-0,068	0,808	1,000
21	0,158	-0,010	0,352	0,302	0,195	0,255	0,024	0,165	0,203	0,176	0,260	-0,140	-0,075	0,118	0,263	0,084	-0,042	-0,083	0,213	0,186
22	0,229	0,122	0,032	0,030	-0,008	0,158	0,392	-0,363	0,348	0,354	0,276	-0,038	0,010	-0,394	-0,124	-0,071	-0,020	-0,022	-0,149	-0,097
23	-0,056	-0,013	0,020	-0,132	-0,042	0,133	0,636	-0,067	0,292	0,256	0,311	-0,252	0,036	-0,134	0,039	0,111	-0,058	-0,114	-0,419	-0,287
24	-0,058	0,193	0,141	0,118	0,001	-0,039	0,441	-0,237	0,110	-0,003	0,091	0,173	0,402	0,032	0,043	0,259	0,144	0,210	-0,034	-0,038
25	0,106	-0,114	0,073	0,106	0,147	-0,038	-0,408	0,213	0,039	0,065	0,041	-0,188	-0,368	-0,125	0,053	-0,238	-0,213	-0,175	0,277	0,267
26	-0,038	0,141	-0,039	-0,128	0,038	-0,147	0,317	-0,243	0,141	-0,002	0,102	0,097	0,103	0,008	0,049	0,060	0,027	0,102	-0,254	-0,279
27	0,060	-0,066	0,251	0,245	-0,019	0,094	-0,053	0,100	0,108	0,247	0,243	-0,194	-0,179	-0,135	0,208	-0,067	0,027	-0,131	0,167	0,135
28	-0,174	-0,097	-0,144	-0,117	-0,078	-0,298	-0,258	0,031	-0,408	-0,314	-0,365	0,165	0,097	0,101	-0,051	0,058	-0,064	0,250	0,030	-0,028
29	-0,075	-0,188	-0,039	-0,011	-0,114	-0,145	-0,425	0,101	-0,405	-0,153	-0,234	-0,065	-0,139	0,092	0,152	-0,075	0,109	0,137	0,215	0,203
30	0,010	0,113	0,268	0,231	0,173	0,180	0,179	0,221	0,256	0,100	0,145	-0,148	-0,028	0,078	0,119	0,157	-0,022	-0,298	0,102	0,099
31	0,106	0,170	0,053	0,031	-0,011	0,229	0,100	0,082	0,195	0,152	0,162	-0,169	-0,057	-0,139	0,024	0,106	0,077	0,062	0,018	-0,028
32	0,138	0,146	0,064	0,048	0,004	0,172	0,156	0,039	0,170	0,149	0,138	-0,145	0,036	-0,058	0,015	0,034	0,022	0,009	-0,072	-0,141
33	0,134	0,165	0,086	0,053	0,003	0,256	0,137	0,154	0,248	0,175	0,195	-0,227	-0,092	-0,141	0,077	0,096	0,030	0,016	0,003	-0,045
34	-0,342	-0,162	-0,519	-0,518	-0,195	-0,582	-0,375	-0,082	-0,593	-0,650	-0,640	0,484	0,273	0,351	-0,070	-0,011	0,030	0,168	-0,021	-0,046
35	-0,313	-0,142	-0,498	-0,491	-0,202	-0,602	-0,387	-0,088	-0,566	-0,633	-0,610	0,485	0,297	0,357	-0,066	-0,012	0,024	0,116	0,020	0,006
36	-0,339	-0,171	-0,477	-0,497	-0,166	-0,527	-0,314	-0,083	-0,550	-0,614	-0,600	0,463	0,246	0,308	-0,039	0,020	-0,004	0,144	-0,020	-0,094
37	-0,285	-0,193	-0,418	-0,430	-0,111	-0,560	-0,361	-0,016	-0,546	-0,572	-0,576	0,402	0,210	0,356	0,022	-0,053	-0,050	0,114	0,027	0,006
38	-0,331	0,003	-0,427	-0,375	-0,138	-0,353	-0,306	-0,112	-0,283	-0,483	-0,430	0,407	0,203	0,169	-0,167	0,036	0,104	0,149	0,027	0,059

Окончание матрицы

	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1	0,158	0,229*	-0,056	-0,058	0,106	-0,038	0,060	-0,174	-0,075	0,010	0,106	0,138	0,134	-0,342**	-0,313**	-0,339**	-0,285**	-0,331**
2	-0,010	0,122	-0,013	0,193	-0,114	0,141	-0,066	-0,097	-0,188	0,113	0,170	0,146	0,165	-0,162	-0,142	-0,171	-0,193	0,003
3	0,352**	0,032	0,020	0,141	0,073	-0,039	0,251*	-0,144	-0,039	0,268*	0,053	0,064	0,086	-0,519**	-0,498**	-0,477**	-0,418**	-0,427**
4	0,302**	0,030	-0,132	0,118	0,106	-0,128	0,245*	-0,117	-0,011	0,231*	0,031	0,048	0,053	-0,518**	-0,491**	-0,497**	-0,430**	-0,375**
5	0,195	-0,008	-0,042	0,001	0,147	0,038	-0,019	-0,078	-0,114	0,173	-0,011	0,004	0,003	-0,195	-0,202	-0,166	-0,111	-0,138
6	0,255*	0,158	0,133	-0,039	-0,038	-0,147	0,094	-0,298**	-0,145	0,180	0,229*	0,172	0,256*	-0,582**	-0,602**	-0,527**	-0,560**	-0,353**
7	0,024	0,392**	0,636**	0,441**	-0,408**	0,317**	-0,053	-0,258*	-0,425**	0,179	0,100	0,156	0,137	-0,375**	-0,387**	-0,314**	-0,361**	-0,306**
8	0,165	-0,363**	-0,067	-0,237*	0,213*	-0,243*	0,100	0,031	0,101	0,221*	0,082	0,039	0,154	-0,082	-0,088	-0,083	-0,016	-0,112
9	0,203	0,348**	0,292**	0,110	0,039	0,141	0,108	-0,408**	-0,405**	0,256*	0,195	0,170	0,248*	-0,593**	-0,566**	-0,550**	-0,546**	-0,283**
10	0,176	0,354**	0,256*	-0,003	0,065	-0,002	0,247*	-0,314**	-0,153	0,100	0,152	0,149	0,175	-0,650**	-0,633**	-0,614**	-0,572**	-0,483**
11	0,260*	0,276**	0,311**	0,091	0,041	0,102	0,243*	-0,365**	-0,234*	0,145	0,162	0,138	0,195	-0,640**	-0,610**	-0,600**	-0,576**	-0,430**
12	-0,140	-0,038	-0,252*	0,173	-0,188	0,097	-0,194	0,165	-0,065	-0,148	-0,169	-0,145	-0,227*	0,484**	0,485**	0,463**	0,402**	0,407**
13	-0,075	0,010	0,036	0,402**	-0,368**	0,103	-0,179	0,097	-0,139	-0,028	-0,057	0,036	-0,092	0,273*	0,297**	0,246*	0,210	0,203
14	0,118	-0,394**	-0,134	0,032	-0,125	0,008	-0,135	0,101	0,092	0,078	-0,139	-0,058	-0,141	0,351**	0,357**	0,308**	0,356**	0,169
15	0,263*	-0,124	0,039	0,043	0,053	0,049	0,208	-0,051	0,152	0,119	0,024	0,015	0,077	-0,070	-0,066	-0,039	0,022	-0,167
16	0,084	-0,071	0,111	0,259*	-0,238*	0,060	-0,067	0,058	-0,075	0,157	0,106	0,034	0,096	-0,011	-0,012	0,020	-0,053	0,036
17	-0,042	-0,020	-0,058	0,144	-0,213	0,027	0,027	-0,064	0,109	-0,022	0,077	0,022	0,030	0,030	0,024	-0,004	-0,050	0,104
18	-0,083	-0,022	-0,114	0,210	-0,175	0,102	-0,131	0,250*	0,137	-0,298**	0,062	0,009	0,016	0,168	0,116	0,144	0,114	0,149
19	0,213	-0,149	-0,419**	-0,034	0,277*	-0,254*	0,167	0,030	0,215*	0,102	0,018	-0,072	0,003	-0,021	0,020	-0,020	0,027	0,027
20	0,186	-0,097	-0,287**	-0,038	0,267*	-0,279**	0,135	-0,028	0,203	0,099	-0,028	-0,141	-0,045	-0,046	0,006	-0,094	0,006	0,059
21	1,000	-0,250*	-0,161	-0,149	0,151	-0,107	-0,005	-0,189	-0,068	0,308**	0,102	0,081	0,146	-0,218*	-0,198	-0,200	-0,183	-0,214*
22	-0,250*	1,000	0,396**	0,326**	-0,166	0,242*	0,151	-0,139	-0,157	-0,113	0,005	0,031	-0,213	-0,160	-0,146	-0,142	-0,175	-0,084
23	-0,161	0,396**	1,000	0,297**	-0,377**	0,408**	-0,065	-0,128	-0,188	0,216*	0,081	0,145	0,102	-0,159	-0,175	-0,115	-0,172	-0,111
24	-0,149	0,326**	0,297**	1,000	-0,345**	0,143	-0,019	0,056	-0,197	0,078	0,061	0,210	0,072	-0,080	-0,082	-0,050	-0,073	-0,166
25	0,151	-0,166	-0,377**	-0,345**	1,000	-0,127	0,167	0,085	0,162	-0,064	0,049	-0,063	0,035	-0,058	-0,034	-0,099	0,006	-0,033
26	-0,107	0,242*	0,408**	0,143	-0,127	1,000	-0,146	-0,081	-0,193	0,016	0,041	-0,053	0,019	0,069	0,082	0,085	0,087	0,058
27	-0,005	0,151	-0,065	-0,019	0,167	-0,146	1,000	-0,021	0,323**	-0,054	-0,200	-0,130	-0,147	-0,231*	-0,216*	-0,185	-0,138	-0,167
28	-0,189	-0,139	-0,128	0,056	0,085	-0,081	-0,021	1,000	0,269*	-0,290**	0,000	0,038	-0,012	0,286**	0,231*	0,268*	0,292**	0,089
29	-0,068	-0,157	-0,188	-0,197	0,162	-0,193	0,323**	0,269*	1,000	-0,388**	-0,260*	-0,213	-0,252*	0,379**	0,345**	0,334**	0,397**	0,210
30	0,308**	-0,113	0,216*	0,078	-0,064	0,016	-0,054	-0,290**	-0,388**	1,000	0,176	0,108	0,229*	-0,474**	-0,442**	-0,446**	-0,420**	-0,303**
31	0,102	0,005	0,081	0,061	0,049	0,041	-0,200	0,000	-0,260*	0,176	1,000	0,758**	0,976**	-0,322**	-0,302**	-0,305**	-0,355**	-0,099
32	0,081	0,031	0,145	0,210	-0,063	-0,053	-0,130	0,038	-0,213	0,108	0,758**	1,000	0,816	-0,207	-0,184	-0,211	-0,164	-0,389**
33	0,146	-0,213	0,102	0,072	0,035	0,019	-0,147	-0,012	-0,252*	0,229*	0,976**	0,816**	1,000	-0,343**	-0,323**	-0,330**	-0,327**	-0,173
34	-0,218*	-0,160	-0,159	-0,080	-0,058	0,069	-0,231*	0,286**	0,379**	-0,474**	-0,322**	-0,207	-0,343**	1,000	0,962**	0,951**	0,935**	0,630**
35	-0,198	-0,146	-0,175	-0,082	-0,034	0,082	-0,216*	0,231*	0,345**	-0,442**	-0,302**	-0,184	-0,323**	0,962**	1,000	0,851**	0,893**	0,614**
36	-0,200	-0,142	-0,115	-0,050	-0,099	0,085	-0,185	0,268*	0,334**	-0,446**	-0,305**	-0,211	-0,330**	0,951**	0,851**	1,000	0,889**	0,593**
37	-0,183	-0,175	-0,172	-0,073	0,006	0,087	-0,138	0,292**	0,397**	-0,420**	-0,355**	-0,164	-0,327**	0,935**	0,893**	0,889**	1,000	0,432**
38	-0,214*	-0,084	-0,111	-0,166	-0,033	0,058	-0,167	0,089	0,210	-0,303**	-0,099	-0,389**	-0,173	0,630**	0,614**	0,593**	0,432**	1,000

* Корреляция значима на уровне 0,05 (2-сторонняя).

** Корреляция значима на уровне 0,01 (2-сторонняя).

Обозначения переменных:

- 1 — заболеваемость сахарным диабетом, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_1);
- 2 — состояние на учете с диагнозом ожирение, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_2);
- 3 — заболеваемость болезнями системы кровообращения, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_3);
- 4 — заболеваемость болезнями, характеризующимися повышенным кровяным давлением, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_4);
- 5 — заболеваемость хронической обструктивной легочной болезнью, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_5);
- 6 — заболеваемость онкологическими заболеваниями, на 100 тыс. всего населения, человек, 2019 г. (X_6);
- 7 — плотность населения, человек на 1 кв. км на 1 января 2020 г. (X_7);
- 8 — доля горожан в % к общей численности населения региона на 1 января 2020 г. (X_8);
- 9 — соотношение мужчин и женщин (на 1000 мужчин приходится женщин), конец 2019 г. (X_9);
- 10 — доля населения старше трудоспособного возраста в общей численности населения, в %, 2019 г. (X_{10});
- 11 — доля населения в возрасте 85 лет и старше, в %, 2020 г. (X_{11});
- 12 — число детей в возрасте до 18 лет на 1 домохозяйство, 2018 г. (X_{12});
- 13 — среднее число лиц в домохозяйстве, 2018 г. (X_{13});
- 14 — доля лиц, занятых в сфере услуг (работа с людьми) — на основе ОКЗ-2014, 2020 г. (X_{14});
- 15 — доля респондентов, осуществляющих покупки с помощью сети Интернет, в %, 2020 г., (X_{15});
- 16 — доля домохозяйств, имеющих широкополосный (фиксированный или мобильный) доступ в сеть Интернет, в %, 2020 г. (X_{16});
- 17 — доля респондентов, которые встречаются с друзьями, родственниками или коллегами, хотя бы, раз в неделю, в %, 2018 г. (X_{17});
- 18 — доля респондентов, которые в случае необходимости могут просить о помощи человека, который не является членом домохозяйства, в %, 2018 г. (X_{18});
- 19 — доля респондентов, являющихся членами добровольных организаций, в %, 2018 г. (X_{19});
- 20 — доля респондентов, принимающих участие в деятельности добровольных организациях регулярно, не реже 1 раза в месяц, в %, 2018 г. (X_{20});
- 21 — число перевозок пассажиров автобусами общего пользования, на 1000 человек, 2019 г. (X_{21});
- 22 — численность населения на одного врача, человек, 2019 г. (X_{22});
- 23 — численность населения на одного работника среднего медицинского персонала, человек, 2019 г. (X_{23});
- 24 — численность населения на одну больничную койку, человек, 2019 г. (X_{24});
- 25 — количество посещений амбулаторно-поликлинических учреждений в смену, на 10 000 человек населения, 2019 г. (X_{25});
- 26 — средний размер назначенных денежных выплат на человека (рублей), конец 2020 г. (X_{26});
- 27 — средний размер пособий и других социальных выплат лицам, имеющим право на получение мер социальной поддержки, рублей, конец 2020 г. (X_{27});
- 28 — реальные денежные доходы населения по субъектам Российской Федерации, 2020 в % к 2019 (X_{28});
- 29 — миграционный оборот на 1000 человек, 2020 г. (X_{29});
- 30 — наличие в регионе города с численностью населения 500 тыс. человек и более, 2020 г. (X_{30});
- 31 — уровень смертности от COVID-19 городского населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{31});
- 32 — уровень смертности от COVID-19 сельского населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{32});
- 33 — уровень смертности от COVID-19 всего населения, число умерших на 100 тыс. человек, 2020 г. (X_{33});
- 34 — прирост общего коэффициента смертности всего населения, ‰-ные пункты, (Y_1), 2020 г. — 2019 г.
- 35 — прирост общего коэффициента смертности мужчин, ‰-ные пункты, (Y_2), 2020 г. — 2019 г.
- 36 — прирост общего коэффициента смертности женщин, ‰-ные пункты, (Y_3), 2020 г. — 2019 г.
- 37 — прирост общего коэффициента смертности городского населения, ‰-ные пункты, (Y_4), 2020 г. — 2019 г.
- 38 — прирост общего коэффициента смертности сельского населения, ‰-ные пункты, (Y_5), 2020 г. — 2019 г.

Информация об авторах

Оксана Викторовна Кучмаева — д-р экон. наук, профессор, профессор кафедры народонаселения экономического факультета. Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова. 119991, г. Москва, Ленинские горы, 1, стр. 46. E-mail: kuchmaeva@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0386-857X>.

Наталья Михайловна Калмыкова — канд. экон. наук, доцент кафедры народонаселения экономического факультета. Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова. 119991, г. Москва, Ленинские горы, 1, стр. 46. E-mail: natalia-kalmykova@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2930-0843>

Антон Васильевич Колотуша — аспирант кафедры народонаселения экономического факультета. Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова. 119991, г. Москва, Ленинские горы, 1, стр. 46. E-mail: tony_kol@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3089-3327>.

Финансирование

Статья подготовлена в рамках гранта РФФИ «Влияние человеческого капитала на настоящий и будущий экономический рост в России» (номер — 19-29-07546).

References

1. Devyatkin A.V., Devyatkin A.A. A Novel Coronavirus Infection — COVID-19. Origin, Tropism, Transmission Routes, Lab Diagnostics and Specific Care. *Kremlin Medicine Journal*. 2020;(2):5-13. (In Russ.)
2. Budarin S.S. Sustainability of Global Health Systems During the COVID-19 Pandemic. *Economics and Management: Problems, Solutions*. 2020;3(8(104)):105-114. (In Russ.)
3. Inoyatov A.Sh. et al. Assessment of the Status of Pregnant Women with Diabetes Mellitus Infected with

COVID-19. *New Day in Medicine*. 2020;2(30):101-103. (In Russ.)

4. Pomytkina T.E., Zhukova A.E., Khromov K.V. Cardiovascular Disease and COVID-19. Psychology. Sport. Healthcare. In: *Proceedings of the International Scientific Conference*. St. Petersburg; 2020. P. 29-30. (In Russ.)

5. Kocherov I.P. Analysis of Daily Covid-19 Infection Data. *Control Processes and Stability*. 2021;8(1):418-423. (In Russ.)

6. **Bragina A.V., Pilipenko D.V., Akhmadeev D.R.** The Impact of COVID-19 and the Crisis Caused by it on the Russian Economy. *E-Scio*. 2020;8(47):9-15. (In Russ.)
7. **Buklemishev O.V.** Coronavirus Crisis and its Effects on the Economy. *Population and Economics*. 2020;4(2):13-17.
8. **Danilova I.A.** Morbidity and Mortality from COVID-19. The Problem of Data Comparability. *Demographic Review*. 2020;7(1):6-26. (In Russ.)
9. **Chetverikov V.M., Pugacheva O.V., Vorontsova T.D.** Challenges to Generating Reliable COVID Statistics: Domestic and International Experience. *Voprosy Statistiki*. 2021;28(4):45-66. (In Russ.)
10. **Maleva T.M., Kartseva M.A., Korzhuk S.V.** Socio-Demographic Determinants of COVID-19 Vaccine Uptake in Russia in the Context of Mandatory Vaccination of Employees. *Population and Economics*. 2020;5(4):30-49.
11. **Chetverikov V.M.** Unique Features and Intensity of COVID-19 Spread in Large Economies. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(6):86-104. (In Russ.)
12. **Zemtsov S.P., Baburin V.L.** Risks of morbidity and mortality during the COVID-19 pandemic in Russian regions. *Population and Economics*. 2020;4(2):158-181. Available from: <https://doi.org/10.3897/popecon.4.e54055>.
13. **Balb N.** at all. Demography and the Coronavirus Pandemic. *Population and Policy*. Brief. N 25, May 2020.
14. **Verhagen M.** at all. Forecasting Spatial, Socio-Economic and Demographic Variation in COVID-19 Health Care Demand in England and Wales. *BMC Medicine*. 2020;18:203. Available from: <https://doi.org/10.1186/s12916-020-01646-2>. (accessed 25.12.2021)
15. **Bonanad C.** et al. The Effect of Age on Mortality in Patients with COVID-19: A Metaanalysis with 611,583 Subjects. *Journal of the American Medical Directors Association*. 2020;21(7):915-918.
16. **Kang S.J., Jung S.I.** Age-Related Morbidity and Mortality Among Patients with COVID-19. *Infection & Chemotherapy*. 2020;52(2):154-164.
17. **Pradhan A., Olsson P.E.** Sex Differences in Severity and Mortality from COVID-19: Are Males More Vulnerable? *Biology of Sex Differences*. 2020;11(1):1-11.
18. **Karlinsky A., Kobak D.** Tracking Excess Mortality Across Countries During the COVID-19 Pandemic with the World Mortality Dataset. *Elife*. 2021;10. Available from: <https://elifesciences.org/articles/69336>. (accessed 25.12.2021)
19. **Caramelo F., Ferreira N., Oliveiros B.** *Estimation of Risk Factors for COVID-19 Mortality Preliminary Results*. MedRxiv; 2020.
20. **Jawad A.J.** Effectiveness of Population Density as Natural Social Distancing in COVID19 Spreading. *Ethics, Medicine and Public Health*. 2020;15:100556.
21. **Sayyida S.** et al. The Impact of the Covid-19 Pandemic on Retail Consumer Behavior. *Aptisi Transactions on Management (ATM)*. 2021;5(1):79-88.
22. **Musselwhite C., Avineri E., Susilo Y.** Editorial JTH 16—The Coronavirus Disease COVID-19 and Implications for Transport and Health. *Journal of Transport & Health*. 2020;16:100853.
23. **Musselwhite C., Avineri E., Susilo Y.** Restrictions on Mobility Due to the Coronavirus Covid19: Threats and Opportunities for Transport and Health. *Journal of Transport & Health*. 2021.
24. **Chudinovskikh O.S.** On the Growth of the Population of the City of Sevastopol and the Paradoxes of Statistics. *Demoscope weekly*. 2021;(913–914). Available from: <http://www.demoscope.ru/weekly/2021/0913/perep05.php>. (accessed 30.11.2021)

About the authors

Oksana V. Kuchmaeva – Dr. Sci. (Econ.), Professor; Professor of Department of Population, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University. 1-46, Leninskiye Gory, GSP-1, Moscow, 119991, Russia. E-mail: kuchmaeva@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0386-857X>.

Natalia M. Kalmykova – Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Department of Population, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University. 1-46, Leninskiye Gory, GSP-1, Moscow, 119991, Russia. E-mail: natalia-kalmykova@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2930-0843>.

Anton V. Kolotusha – Postgraduate Student, Department of Population, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University. 1-46, Leninskiye Gory, GSP-1, Moscow, 119991, Russia. E-mail: tony_kol@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3089-3327>.

Funding

This study was funded by the Russian Foundation for Basic Research as part of the research grant No. 19-29-07546 «The Impact of Human Capital on Present and Future Economic Growth in Russia».

Статистическое моделирование региональной производительности труда

Татьяна Александровна Бурцева^{а)},
Александр Адольфович Френкель^{б)},
Антон Александрович Сурков^{б)}

^{а)} МИРЭА – Российский технологический университет, г. Москва, Россия;

^{б)} Институт экономики РАН, г. Москва, Россия

В статье с позиций методологии межрегионального сравнительного анализа обосновывается система факторов производительности труда и представлены итоги статистического моделирования производительности труда в регионах России по данным за 2020 г.

Отмечаются недостатки существующих измерителей производительности труда в международной и отечественной статистической практике: неоднозначность и противоречивость результатов оценки. Предложена методика построения интегрального индекса и обоснована четырехфакторная эконометрическая модель зависимости интегрального индекса региональной производительности труда, что позволило обосновать усовершенствованную систему факторов производительности труда для применения в региональном экономическом анализе. Даны оценки относительного влияния как традиционных, так и новых сформировавшихся факторов региональной производительности труда, которыми стали увеличившиеся темпы роста заболеваемости населения и доли убыточных предприятий (организаций), инвестиций и объема промышленной продукции на душу населения в регионах России в 2020 г.

Аргументируется необходимость ежегодного мониторинга факторов региональной производительности труда, что позволяет выявить проблемы в регионах. Выявлены причины, обусловившие недостаточный уровень производительности труда (по сравнению со среднероссийским). К ним, по мнению авторов (по итогам социально-экономического развития за 2020 г.), следует отнести низкие темпы роста инвестиций и объемов производимой продукции, а также рост заболеваемости населения и увеличение количества убыточных предприятий и организаций.

Ключевые слова: факторы региональной производительности труда, эконометрическая модель, резервы роста производительности труда, интегральный индекс региональной производительности труда.

JEL: C25, O47, R10, R11.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-62-70>.

Для цитирования: Бурцева Т.А., Френкель А.А., Сурков А.А. Статистическое моделирование региональной производительности труда. Вопросы статистики. 2022;29(4):62–70.

Statistical Modeling of Regional Labor Productivity

Tatiana A. Burtseva^{a)},
Alexander A. Frenkel^{b)},
Anton A. Surkov^{b)}

^{a)} MIREA – Russian Technological University, Moscow, Russia;

^{b)} Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences (RAS), Moscow, Russia

The article from the perspective of interregional comparative analysis methodology substantiates the system of labor productivity factors and presents the results of statistical modeling of labor productivity in the regions of Russia in 2020.

The shortcomings of the existing measures of labor productivity in international and domestic practice are noted, namely, the ambiguity and inconsistency of the assessment results. The authors propose a technique for constructing an integral index of regional labor productivity and substantiate a four-factor econometric model of the dependence of the integral index of regional labor productivity, which allowed for an improved system of labour productivity factors to be applied in regional economic analysis. Estimates are given of the relative impact of both traditional and new factors of regional labor productivity, which are the increasing incidence rate and the growing share of unprofitable enterprises (organizations), investments and industrial output per capita in the regions of Russia in 2020.

The need to monitor regional labor productivity factors annually to help bring forward problems in the regions is justified. The reasons that led to the insufficient level of labour productivity (compared to Russian average) were identified. According to the authors (following the results of socio-economic development in 2020), they should include low growth rates of investment and production volumes, as well as an increase in the incidence and in the share of unprofitable enterprises and organizations.

Keywords: factors of regional labor productivity, econometric model, labor productivity growth reserves, integral index of regional labor productivity.

JEL: C25, O47, R10, R11.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-62-70>.

For citation: Burtseva T.A., Frenkel A.A., Surkov A.A. Statistical Modeling of Regional Labor Productivity. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):62–70. (In Russ.)

Введение

Важной задачей межрегиональных сопоставлений является сравнение регионов по результативности и конкурентоспособности, а также национальной безопасности. Для ее решения используется большой спектр макроэкономических и региональных измерителей, в том числе и региональная производительность труда. Применяемые измерители дают неоднозначную картину. Например, считается, что российская экономика уступает по уровню производительности труда в 2–3 раза развитым странам [1]. Однако, если использовать абсолютные оценки производительности труда из базы межстрановых сопоставлений производительности TED¹, то по уровню производительности труда Россия занимает первое место среди стран БРИКС, обгоняя Китай и Индию почти в два раза. Рост производительности труда в среднем за год с 2010 г. по 2018 г. составил 1,5%, что больше чем в США (1,2%), но меньше, чем в Китае (7,6%) и Индии (6,8%). В 2019 г. рост производительности труда России составил 2,9%, а в США 0,8%. В 2020 г. ситуация ухудшилась, спад уровня производительности труда составил для России 1,1%, для Индии – 1,3, для Казахстана – 3%. Китай в 2020 г. показал рост производительности труда 2,6%, США – 2,5%.

Поэтому разработка методологии измерения производительности труда и на ее основе эконометрических моделей для определения факторов и резервов роста производительности труда является актуальной народнохозяйственной задачей, в том числе на региональном уровне.

Научный интерес к региональному анализу производительности труда постоянно возрастает. Так в работах [2] и [3], уделено большое внимание моделированию и факторам региональной производительности труда. Интегральные измерители региональной производительности труда

предложены в работе [4]. Динамика производительности труда в регионах России исследована А.Н. Буфетовой [5], Т.В. Миролюбовой [6] и другими учеными. В работах [7] и [8] реализован сравнительный анализ производительности труда в группах регионов. Влияние пандемии COVID-19 на производительность труда в России изучено в работе [9].

При этом выявлению резервов роста производительности труда не уделено должного внимания несмотря на то, что диагностирование факторов, способствующих или ограничивающих рост производительности труда, в том числе с учетом региональных различий, является основой для формирования единой государственной политики социально-экономического развития регионов и страны в целом.

С позиций статистики под факторами региональной производительности труда подразумеваются причины, которые обуславливают изменение ее уровня, то есть значимо влияют на вариацию измерителя региональной производительности труда. О.С. Нагаева и Г.И. Поподько [10] предлагают рассматривать в качестве критерия классификации факторов производительности труда их «управляемость». В работе [11] определено, что по степени управляемости факторы производительности труда целесообразно подразделять на регулируемые, слабо регулируемые и нерегулируемые. Особый интерес представляют собой регулируемые факторы, так как их исследование делает возможным оценивание резервов роста региональной производительности труда. К регулируемым факторам относят, например, качество управления, уровень организации труда и производства, эффективность использования ресурсов и т. д. В последнее время, как показала пандемия COVID-19, роль слабо регулируемых факторов, то есть факторов производительности труда, обладающих инерцией, мало зависящих от управленческих решений, возросла, что

¹ The Conference Board. Total Economy Database, Aug. 2021 Release.

усиливает риски национальной безопасности, особенно демографические [12]. Таким образом, при проведении статистического анализа и моделирования региональной производительности труда спектр факторов расширился, что требует комбинации традиционных и новых подходов при их исследовании.

В статье обоснована актуальная система факторов производительности труда в регионах России. Даны оценки относительного влияния новых и традиционных факторов региональной производительности труда, которыми стали темпы заболеваемости населения и удельного веса убыточных организаций, инвестиций и объема промышленной продукции на душу населения в регионах России. Выявлены причины, сформировавшие аномальный уровень региональной производительности труда: низкие темпы роста удельных инвестиций в основной капитал и объема производимой продукции, а также рост заболеваемости и удельного веса убыточных организаций.

Основные результаты исследования региональной производительности труда

В работе [3] обоснована эконометрическая модель региональной производительности труда, включающая регулируемые факторы (темпы роста объема промышленной продукции, темпы роста объема инвестиций в основной капитал, темпы роста численности занятого населения, въезжающего на работу в субъект Российской Федерации) и слабо регулируемые факторы (темпы роста заболеваемости населения и индекс потребительских цен).

Базируясь на предложенной в [3] системе факторов, разработана усовершенствованная система факторов, включающая следующие 10 показателей:

- x_1 — темп роста объема инвестиций в основной капитал;
- x_2 — темп роста заболеваемости населения;
- x_3 — темп роста доли расходов на покупку товаров и услуг в доходах населения;
- x_4 — темп роста объема промышленной продукции в текущих ценах на душу населения;
- x_5 — индекс потребительских цен;
- x_6 — темп роста удельного веса убыточных организаций;
- x_7 — темп роста использования сети интернет в организациях (широкополосный доступ);
- x_8 — темп роста ввода в действие жилых домов на 1000 человек населения;
- x_9 — темп роста численности занятого населения, въезжающего на работу в субъект Российской Федерации;
- x_{10} — темп роста доли городского населения в регионе.

Исследование региональной производительности труда проводилось по всем регионам России по данным за 2020 г. Расчеты проводились в пакетах ПППМС Института экономики РАН, Statistica и R. На основе многошагового регрессионного анализа, основанного на отсеке несущественных факторов по t -критерию, был проведен выбор статистически значимых факторов региональной производительности труда. В качестве зависимой переменной выступал интегральный индекс региональной производительности труда Y , полученный по формуле средней взвешенной из частных показателей [4]. В таблице 1 представлены веса, полученные авторами для расчета интегрального индекса.

Таблица 1

Динамика весов частных показателей региональной производительности труда

Частный показатель региональной производительности труда	2017	2018	2019	2020
Цепной индекс валовой добавленной стоимости на 1000 занятых в экономике	0,407	0,358	0,352	0,326
Цепной индекс количества фактически отработанного времени на 1000 занятых в экономике	0,328	0,351	0,283	0,334
Цепной индекс объема отгруженных товаров собственного производства, выполненных работ и услуг собственными силами на 1000 занятых в экономике	0,265	0,290	0,299	0,399

Источник: разработка авторов по данным Росстата.

По данным 2020 г. получено уравнение регрессии со следующими параметрами:

$$Y = 0,871 + 0,057x_1 - 0,088x_2 + 0,197x_4 - 0,094x_6 + \varepsilon \quad (1)$$

Адекватность модели (1) проверялась по F -критерию. Расчетная величина F -критерия равна 20,635 при табличном значении 2,476 (для 5%-ного уровня значимости). Это говорит о том, что гипотеза адекватности полученной модели реаль-

ным значениям региональной производительности труда не отвергается. Коэффициент множественной корреляции, равный 0,808, указывает на достаточно тесную связь между интегральным индексом региональной производительности труда и отобранными факторами. Величина коэффициента множественной детерминации 0,653 говорит о том, что вариация показателя производительности труда на 65,3% объясняется колеблемостью включенных в модель факторов. Проверка предпосылок о независимости

отклонений фактических значений интегрального индекса региональной производительности труда от значений ϵ , полученных по модели (1), и нормальности распределения этих отклонений показала, что вполне допустимо применять многошаговый регрессионный анализ для отсева незначительных факторов по t -критерию. Для степени свободы равной 83 (при 5%-ном уровне значимости) табличное значение t -критерия равно 1,988. Всего для получения конечной модели было сделано семь шагов (см. таблицу 2).

Таблица 2

Результаты многошагового регрессионного анализа при моделировании региональной производительности труда

Характеристики модели	Шаги						
	1	2	3	4	5	6	7
a_0	1,082	1,081	0,929	0,974	0,872	0,868	0,871
a_1	0,058	0,058	0,058	0,055	0,060	0,059	0,057
a_2	-0,090	-0,090	-0,093	-0,093	-0,096	-0,094	-0,088
a_3	-0,102	-0,103	-0,106	-0,102	-	-	-
a_4	0,184	0,184	0,185	0,183	0,184	0,188	0,197
a_5	0,001	0,001	0,001	-	-	-	-
a_6	-0,093	-0,093	-0,093	-0,093	-0,096	-0,096	-0,094
a_7	-0,001	-	-	-	-	-	-
a_8	0,015	0,015	0,016	0,015	0,018	0,016	-
a_8	-0,001	-0,0011	-0,001	-0,001	-0,001	-	-
a_{10}	-0,156	-0,156	-	-	-	-	-
t_{a_1}	2,947	3,085	3,137	3,268	3,307	3,256	3,160
t_{a_2}	2,356	2,366	2,440	2,442	2,505	2,465	2,388
t_{a_3}	0,570	0,577	0,603	0,583	-	-	-
t_{a_4}	5,501	5,539	5,627	5,671	5,753	5,929	6,513
t_{a_5}	0,408	0,412	0,425	-	-	-	-
t_{a_6}	5,223	5,362	5,390	5,410	5,950	5,913	5,842
t_{a_7}	0,013	-	-	-	-	-	-
t_{a_8}	0,823	0,831	0,853	0,820	1,106	0,952	-
t_{a_9}	1,032	1,048	1,054	1,053	1,015	-	-
$t_{a_{10}}$	0,285	0,286	-	-	-	-	-
R	0,819	0,819	0,819	0,818	0,817	0,812	0,808
R_2	0,671	0,671	0,669	0,669	0,667	0,659	0,653
$F_{\text{расчет}}$	8,139	9,163	10,420	12,001	14,069	16,671	20,635
$F_{\text{табл}}$	1,941	1,989	2,047	2,117	2,205	2,319	2,476

Источник: разработка авторов.

Примечание: $a_0 \dots a_{10}$ — коэффициенты регрессии; $t_{a_0} \dots t_{a_{10}}$ — значения t -критерия для коэффициентов регрессии (5%-ный уровень значимости); R — коэффициент множественной корреляции; F — значение F -критерия (для 5%-ного уровня значимости).

По модели (1) на основе коэффициентов регрессии можно сделать следующие выводы. По сравнению с 2018 г. система факторов изменилась. Не оказали статистически значимого влияния индекс потребительских цен и темп роста

численности занятого населения, въезжающего на работу в субъект Российской Федерации. Выявлен новый фактор — темп роста удельного веса убыточных организаций.

С увеличением факторов x_1 и x_4 (на единицу их измерения) на 1% уровень региональной производительности труда увеличивается, соответственно на 5,7 и 19,7%. Факторы x_2 и x_6 имеют отрицательные значения при соответствующих коэффициентах регрессии. Это значит, что снижение заболеваемости населения и уменьшение

доли убыточных предприятий на единицу их измерения, позволит повысить производительность труда, соответственно на 8,8 и 9,4%. Для оценки относительного влияния отобранных факторов на производительность труда рассчитаны средние частные коэффициенты эластичности, β -коэффициенты и Δ -коэффициенты (см. таблицу 3).

Таблица 3

Оценка относительного влияния факторов на региональную производительность труда

Факторы	Коэффициенты эластичности		β -коэффициенты		Δ -коэффициенты		Сумма рангов	Место фактора по степени влияния
	значение	ранг	значение	ранг	значение	ранг		
x_1	0,061	1	0,254	2	0,055	3	6	2
x_2	-0,092	3	-0,116	3	0,016	4	10	3,5
x_4	0,034	2	0,542	1	0,554	1	4	1
x_6	-0,099	4	-0,467	4	0,378	2	10	3,5

Источник: разработка авторов.

Далее использовалась следующая процедура. Значения оценок влияния факторов ранжировались по каждому коэффициенту. Затем по отдельным факторам находилась сумма рангов для всех коэффициентов (см. таблицу 3). Считалось, что наибольшее влияние на региональную производительность труда оказывает тот фактор, у которого сумма рангов оценок наименьшая. Из таблицы 3 видно, что наибольшее влияние на региональную производительность труда оказывает фактор x_4 (показатель роста объема промышленной продукции). У него наименьшая сумма рангов, равная четырем. На втором месте стоит фактор x_1 (темп роста объема инвестиций в основной капитал) с суммой рангов, равной шести. На последнем месте факторы x_2 (темп роста заболеваемости населения) и x_6 (темп роста удельного веса убыточных организаций).

Проверка распределения остатков модели (1) на основе критерия Шапиро – Уилкса показала, что распределение остатков согласуется с нормальным распределением. Средняя ошибка аппроксимации по модели (1) составила 1,976%, что говорит о ее высокой надежности. Критерий Дарбина – Уотсона (DW) имеет расчетное значение 1,82, которое входит в интервал между верхней и нижней границами [1,77; 2,23], что говорит об отсутствии автокорреляции в остатках модели и также подтверждает ее надежность.

Проверка модели на основе диагностических диаграмм в R показала наличие существенных выбросов. Для их устранения проведена процедура винзоризации данных, что позволило обеспечить выполнение МНК-предпосылок о согласованно-

сти распределения переменных в модели с нормальным распределением. Также выяснено, что Карачаево-Черкесская Республика, Республика Калмыкия, Ульяновская область, Республика Марий Эл, Республика Мордовия, Камчатский край, Республика Ингушетия, Костромская область, Республика Крым и г. Севастополь являются кризисными регионами при моделировании производительности труда в 2020 г.

Регулируемыми факторами в названных выше регионах стали падение объема инвестиций в основной капитал (г. Севастополь – на 45%, Карачаево-Черкесская Республика – на 23, Республика Мордовия – на 18, Республика Ингушетия – на 15, Республика Крым – на 12, Ульяновская область – на 5, Костромская область – на 4%) и объема промышленной продукции на душу населения (г. Севастополь – на 12%, Карачаево-Черкесская Республика – на 12, Костромская область – на 9, Камчатский край – на 5, Республика Марий Эл – на 4, Ульяновская область – на 3, Республика Ингушетия – на 3%).

Слаборегулируемые факторы, влияние которых снизило уровень производительности труда в кризисных регионах, – это высокие темпы роста заболеваемости населения (Карачаево-Черкесская Республика – 103%, Республика Мордовия – 102, Республика Ингушетия – 100,1%) и доли убыточных организаций в регионе (Карачаево-Черкесская Республика – 128%, Республика Мордовия – 110, Ульяновская область – 102, Костромская область – 103, Камчатский край – 102, Республика Марий Эл – 101, Республика Калмыкия – 109, г. Севастополь – 105%).

В таблице 4 представлены эмпирические и расчетные значения результативной переменной по модели (1). На ее основе можно сделать вывод

о низком уровне ошибки аппроксимации, которая не превышает 6,9%, что подтверждает надежность предлагаемой модели.

Таблица 4

Фактические и расчетные значения интегрального индекса региональной производительности труда

№ региона	Регион	Фактическое значение	Расчетное значение	Отклонение фактического значения от расчетного	Ошибка аппроксимации, в %
1	Белгородская область	0,945	0,969	-0,024	2,551
2	Брянская область	0,985	0,993	-0,007	0,751
3	Владимирская область	0,961	0,978	-0,017	1,746
4	Воронежская область	0,972	0,970	0,003	0,274
5	Ивановская область	0,935	0,968	-0,033	3,510
6	Калужская область	0,947	0,961	-0,015	1,533
7	Курская область	0,943	0,941	0,001	0,155
8	Липецкая область	0,913	0,945	-0,032	3,488
9	Московская область	0,971	0,973	-0,002	0,160
10	Орловская область	0,972	0,954	0,018	1,880
11	Рязанская область	0,951	0,946	0,005	0,512
12	Смоленская область	0,962	0,958	0,004	0,466
13	Тамбовская область	0,955	0,940	0,015	1,575
14	Тверская область	0,948	0,940	0,008	0,823
15	Тульская область	0,954	0,966	-0,012	1,222
16	Ярославская область	0,945	0,957	-0,011	1,212
17	г. Москва	0,953	0,969	-0,015	1,624
18	Республика Карелия	0,945	0,947	-0,002	0,194
19	Республика Коми	0,959	0,963	-0,004	0,461
20	Архангельская область	0,934	0,935	0,000	0,023
21	Ненецкий автономный округ	0,929	0,942	-0,013	1,351
22	Архангельская область (без автономного округа)	0,921	0,932	-0,011	1,247
23	Вологодская область	0,937	0,961	-0,024	2,580
24	Калининградская область	0,942	0,940	0,002	0,246
25	Ленинградская область	0,930	0,937	-0,007	0,732
26	Мурманская область	1,055	0,982	0,073	6,898
27	Новгородская область	0,949	0,930	0,018	1,907
28	Псковская область	0,981	0,960	0,021	2,099
29	г. Санкт-Петербург	0,922	0,950	-0,028	3,037
30	Республика Адыгея (Адыгея)	0,936	0,926	0,010	1,055
31	Краснодарский край	0,911	0,936	-0,025	2,769
32	Астраханская область	0,954	0,956	-0,002	0,229
33	Волгоградская область	0,952	0,944	0,007	0,782
34	Ростовская область	0,924	0,947	-0,023	2,518
35	Республика Дагестан	0,927	0,918	0,009	0,944
36	Кабардино-Балкарская Республика	0,958	0,950	0,009	0,928
37	Республика Северная Осетия – Алания	1,058	0,956	0,103	9,699
38	Чеченская Республика	0,930	0,921	0,009	0,988
39	Ставропольский край	0,925	0,940	-0,015	1,633
40	Республика Башкортостан	0,961	0,956	0,005	0,469
41	Республика Татарстан	0,934	0,945	-0,011	1,157
42	Удмуртская Республика	0,946	0,960	-0,014	1,440
43	Чувашская Республика	0,983	0,976	0,007	0,710
44	Пермский край	0,952	0,952	0,000	0,048
45	Кировская область	0,970	0,965	0,005	0,521
46	Нижегородская область	0,957	0,962	-0,005	0,538
47	Оренбургская область	0,981	0,959	0,022	2,231

№ региона	Регион	Фактическое значение	Расчетное значение	Отклонение фактического значения от расчетного	Ошибка аппроксимации, в %
48	Пензенская область	0,995	0,980	0,016	1,559
49	Самарская область	0,961	0,946	0,015	1,534
50	Саратовская область	0,941	0,949	-0,007	0,765
51	Курганская область	0,994	0,986	0,008	0,779
52	Свердловская область	0,942	0,950	-0,008	0,888
53	Тюменская область	0,940	0,953	-0,012	1,315
54	Ханты-Мансийский автономный округ	0,930	0,949	-0,019	2,032
55	Ямало-Ненецкий автономный округ	0,966	0,971	-0,006	0,585
56	Тюменская область (без автономных округов)	0,895	0,941	-0,046	5,166
57	Челябинская область	0,920	0,957	-0,037	4,003
58	Республика Алтай	0,910	0,947	-0,037	4,054
59	Республика Тыва	0,887	0,851	0,036	4,034
60	Республика Хакасия	0,973	0,966	0,007	0,680
61	Алтайский край	0,960	0,951	0,009	0,896
62	Красноярский край	0,950	0,952	-0,002	0,219
63	Иркутская область	0,926	0,939	-0,012	1,339
64	Кемеровская область	0,960	0,960	0,001	0,060
65	Новосибирская область	0,951	0,968	-0,017	1,745
66	Омская область	0,936	0,964	-0,028	3,005
67	Томская область	0,931	0,953	-0,022	2,370
68	Республика Бурятия	1,007	0,979	0,029	2,836
69	Республика Саха (Якутия)	0,951	0,950	0,001	0,098
70	Забайкальский край	0,988	0,956	0,032	3,220
71	Приморский край	1,016	0,983	0,033	3,249
72	Хабаровский край	0,958	0,960	-0,002	0,258
73	Амурская область	1,027	0,991	0,036	3,500
74	Магаданская область	1,006	0,972	0,033	3,326
75	Сахалинская область	0,938	0,959	-0,021	2,266
76	Еврейская автономная область	0,969	0,946	0,023	2,369
77	Чукотский автономный округ	0,987	1,004	-0,017	1,732

Источник: разработка авторов.

Заключение

Проведенный анализ региональной производительности труда подтверждает целесообразность использования предлагаемой ранее эконометрической модели построения интегрального индекса. Такая модель позволяет оперативно определить изменения в структуре факторов, оказывающих наибольшее влияние на увеличение производительности труда в регионах. А также определить регионы, в которых необходима дополнительная работа в части повышения производительности труда. По итогам 2020 г. к таким регионам можно отнести Карачаево-Черкесскую Республику, Республику Калмыкия, Ульяновскую область, Республику Марий Эл, Республику Мордовия, Камчатский край, Республику Ингушетия, Костромскую область, Республику Крым и г. Севастополь.

Совершенствование модели построения интегрального индекса путем включения новых факторов в эконометрическую модель (темпы роста заболеваемости населения и темпы роста удельного веса убыточных организаций) было оправданным. Новые факторы в условиях постпандемического времени стали оказывать существенное влияние на региональную производительность труда. При этом основными факторами, которые оказали наибольшее влияние на рост производительности труда в 2020 г. остались объем инвестиций в основной капитал и рост производства промышленной продукции.

Литература

1. Симачев Ю.В., Кузык М.Г., Федюнина А.А. Факторы роста производительности труда на предприятиях несырьевых секторов российской экономики [Текст]: докл. к XXI апр. междунар. науч. конф.

по проблемам развития экономики и общества, Москва, 2020 г. / Ю.В. Симачев (рук. авт. кол.), М.Г. Кузык, А.А. Федюнина и др.; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2020. 60 с.

2. Бурцева Т.А. Эконометрические модели региональной производительности труда // Вопросы статистики. 2017. № 3. С. 30–36.

3. Бурцева Т.А., Френкель А.А., Тихомиров Б.И., Сурков А.А. Анализ влияния факторов на региональную производительность труда // Экономика и предпринимательство. 2021. № 7 (132). С. 407–412. doi: <https://doi.org/10.34925/EIP.2021.132.7.068>.

4. Бурцева Т.А., Френкель А.А., Тихомиров Б.И., Сурков А.А. Интегральный индекс – эффективный инструмент измерения региональной производительности труда // Экономика труда. 2020. № 11. С. 1085–1102. doi: <https://doi.org/10.18334/et.7.11.111086>.

5. Буфетова А.Н. Пространственные аспекты динамики производительности труда в России // Мир экономики и управления. 2017. № 4. С. 142–157.

6. Миролюбова Т.В. Производительность труда в регионах России: пространственные аспекты и взаимосвязь с информационными ресурсами // Вестник Пермского университета. Серия: Экономика. 2016. № 3(30). С. 120–131.

7. Гагарина Г.Ю., Седова Н.В., Чайникова Л.Н., Архипова Л.С. Региональный аспект анализа производительности труда как показателя эффективности экономики России // Региональная экономика и управление: электронный журнал. 2019. № 3 (59).

8. Михеева Н.Н. Сравнительный анализ производительности труда в российских регионах // Регион: Экономика и Социология. 2015. № 2(86). С. 86–112.

9. Ермаков Г.П., Труничкина Е.И., Труничкина М.Н. Производительность труда в России и в мире на начальной стадии пандемии COVID-19 в 2020 году // Экономика труда. 2022. Том 9. № 3. С. 533–554. doi: <https://doi.org/10.18334/et.9.3.114317>.

10. Нагаева О.С., Поподько Г.И. Сравнительный анализ производительности труда в ресурсных и нересурсных регионах России // Экономика труда. 2019. № 4. С. 1299–1316. doi: <https://doi.org/10.18334/et.6.4.41271>.

11. Френкель А.А. Производительность труда: проблемы моделирования роста. М.: Экономика, 1984. 176 с.

12. Кашепов А.В. Ковидный мультипликатор смертности или новый методический подход к анализу избыточной смертности населения в 2020–2021 гг. // Социально-трудовые исследования. 2021. № 44(3). С. 54–64. doi: <https://doi.org/10.34022/2658-3712-2021-44-3-54-64>.

Информация об авторах

Бурцева Татьяна Александровна – д-р экон. наук, профессор, профессор кафедры статистики и математических методов в управлении МИРЭА – Российский технологический университет. 119454, г. Москва, просп. Вернадского, д. 78. E-mail: tbur69@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5983-3734>.

Френкель Александр Адольфович – д-р экон. наук, профессор, главный научный сотрудник Института экономики РАН. 117218, г. Москва, Нахимовский просп., д. 32. E-mail: ie_901@inecon.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6860-2118>.

Сурков Антон Александрович – канд. экон. наук, старший научный сотрудник Института экономики РАН, 117218. г. Москва, Нахимовский просп., д. 32. E-mail: ie_901@inecon.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2464-5853>.

Финансирование

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 20-010-00330.

References

1. Simachev Yu.V., Kuzyk M.G., Fedyunina A.A. *Factors of Labor Productivity Growth at Enterprises of Non-Resource Sectors of the Russian Economy*. In: Simachev Yu.V., Kuzyk M.G., Fedyunina A.A. et al (eds.). *Proc. of the XXI April International Academic Conference on Economic and Social Development, HSE University, April 6–10, 2020, Moscow, Russia*. Moscow: HSE University Publishing House; 2020. 60 p. (In Russ.)

2. Burtseva T.A. Econometric Models of Regional Labor Productivity. *Voprosy Statistiki*. 2017;(3):30–36. (In Russ.)

3. Burtseva T.A. et al. Analysis of the Influence of Factors on Regional Labor Productivity. *Journal of Economy and Entrepreneurship*. 2021;7(132):407–412. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34925/EIP.2021.132.7.068>.

4. Burtseva T.A. et al. Integral Index as an Effective Tool for Measuring Regional Labour Productivity. *Russian Journal of Labor Economics*. 2020;7(11):1085–1102. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.18334/e-7.11.111086>.

5. Bufetova A.N. Spatial Aspects of Labour Productivity Dynamics in Russia. *World of Economics and Management*. 2017;17(4):142–157. (In Russ.)

6. Mirolubova T.V. Labor Productivity in Russian Regions: Spatial Aspects and Interrelation with Information Resources. *Vestnik Permskogo universiteta. Seria Ekonomika = Perm University Herald. Economy*. 2016;3(30):120–131. (In Russ.)

7. Gagarina G.Yu. et al. Regional Aspect of the Analysis of Labor Productivity as an Indicator of the Effectiveness of the Russian Economy. *Regional Economy and Management: Electronic Scientific Journal*. 2019;3(59). (In Russ.)

8. **Mikheyeva N.N.** Workforce Productivity in Russian Regions: Comparative Analysis. *Region: Economics and Sociology*. 2015;2(86):86–112. (In Russ.)
9. **Ermakov G.P., Trunichkina E.I., Trunichkina M.N.** Labour Productivity in Russia and in the World at the Initial Stage of the COVID-19 Pandemic in 2020. *Russian Journal of Labor Economics*. 2022;9(3):533–554. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.18334/et.9.3.114317>.
10. **Nagaeva O.S., Popodko G.I.** Comparative Analysis of Labour Productivity in the Resource and Non-Resource Regions of Russia. *Russian Journal of Labor Economics*. 2019;6(4):1299–1316. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.18334/et.6.4.41271>.
11. **Frenkel A.A.** *Labor Productivity: Problems of Growth Modeling*. Moscow: Ekonomika Publ.; 1984. 176 p. (In Russ.)
12. **Kashepov A.V.** Covid Mortality Multiplier and a New Methodological Approach to the Analysis of Excess Mortality in 2020–2021. *Social and Labour Research*. 2021;44(3):54–64. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34022/2658-3712-2021-44-3-54-64>.

About the authors

Tatiana A. Burtseva – Dr. Sci. (Econ.), Professor; Professor, Department of Statistics and Mathematical Methods in Management, MIREA – Russian Technological University. 78, Vernadsky Prosp., Moscow, 119454, Russia. E-mail: tbur69@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5983-3734>.

Alexander A. Frenkel – Dr. Sci. (Econ.), Professor, Chief Researcher, Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences (RAS). 32, Nakhimovskiy Prosp., Moscow, 117218, Russia. E-mail: ie_901@inecon.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6860-2118>.

Anton A. Surkov – Cand. Sci. (Econ.), Senior Researcher, Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences (RAS). 32, Nakhimovskiy Prosp., Moscow, 117218, Russia. E-mail: ie_901@inecon.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2464-5853>.

Funding

The study was conducted with the financial support of the Russian Foundation for Basic Research as part of the scientific project No. 20-010-00330.

Региональные центры Сибири: социально-экономический и демографический анализ пространственного развития

Максим Витальевич Фомин^{а)},
Инна Михайловна Шнейдерман^{б)},
Елена Адольфовна Лукашенко^{а)},
Николай Юрьевич Микрюков^{а)},
Тимур Робертович Мирязов^{а)}

^{а)} Институт демографических исследований ФНИСЦ РАН (ИДИ ФНИСЦ РАН), г. Москва, Россия;

^{б)} Институт социально-экономических проблем народонаселения имени Н.М. Римашевской ФНИСЦ РАН (ИСЭПН ФНИСЦ РАН), г. Москва, Россия

В статье на основе данных российской государственной статистики и информации, полученной по результатам социологических исследований, проведенных в 2021 г. сотрудниками отдела геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН, рассматривается ряд актуальных проблем пространственного развития семи региональных центров Сибири (г. Абакан, г. Горно-Алтайск, г. Кемерово, г. Кызыл, г. Томск, г. Улан-Удэ, г. Чита). Целью исследования являлось выявление социально-экономических и демографических условий развития центров регионов Сибири как узлов опорного каркаса расселения населения страны. Данные, полученные на основе анкетирования по семи региональным центрам, были проанализированы с использованием статистических методов, методов сравнительного анализа, а также графического и картографического представления материала.

Авторами определены демографические тренды развития агломераций центров регионов Западной и Восточной Сибири. Выявлены и систематизированы ключевые проблемы развития региональных столиц. На территориях с большей степенью регионализации бизнеса выявлено более активное участие промышленных предприятий в реализации проектов социально-экономического развития. Оценена динамика развития малого и среднего предпринимательства в центрах регионов, а также сферы высшего и среднего профессионального образования. Выявлены общие закономерности и индивидуальные особенности в социально-экономическом развитии центров рассматриваемых территорий.

Проведено ранжирование городов по степени влияния негативных факторов на их развитие, дан анализ субъективных оценок респондентами проблем городов проживания с настроениями к эмиграции. Выявлены наиболее уязвимые к депопуляции регионы с точки зрения их географического положения (отдаленные территории Восточной Сибири), а также города — важные центры высокотехнологичного машиностроения, предложены организационно-экономические решения по преодолению указанных негативных факторов. Результаты исследования, по мнению авторов, могут быть использованы при разработке приоритетных направлений региональной и экономической политики, развития пространственного потенциала Сибири.

Ключевые слова: социально-экономическое развитие, пространственное развитие, региональная статистика, региональные центры Сибири, инфраструктурная система, социальный сектор.

JEL: A14, J11, J61, R11, R23.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-71-83>.

Для цитирования: Фомин М.В., Шнейдерман И.М., Лукашенко Е.А., Микрюков Н.Ю., Мирязов Т.Р. Региональные центры Сибири: социально-экономический и демографический анализ пространственного развития. Вопросы статистики. 2022;29(4):71–83.

Regional Centers of Siberia: Socio-Economic and Demographic Analysis of Spatial Development

Maxim V. Fomin^{a)},
Inna M. Shneiderman^{b)},
Elena A. Lukashenko^{a)},
Nikolay Yu. Mikryukov^{a)},
Timur R. Miriazov^{a)}

^{a)} Institute for Demographic Research – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (IDR FCTAS RAS), Moscow, Russia;

^{b)} Institute of Socio-Economic Studies of Population – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (ISESP FCTAS RAS), Moscow, Russia

The article examines a number of urgent problems of spatial development of seven regional centers of Siberia (cities of Abakan, Gorno-Altaysk, Kemerovo, Kyzyl, Tomsk, Ulan-Ude, Chita) based on data of the Russian state statistics and the results of sociological research conducted in 2021 by the staff of the Department of Geo-Urban Studies and Spatial Demography of the Institute for Demographic Research (IDR FCTAS RAS). The aim of the study was to identify socio-economic and demographic conditions for the development of the centers of the regions of Siberia as nodes of the supporting framework of the country's settlement. Questionnaire data from seven regional centers were analyzed using statistical methods, methods of comparative analysis, as well as graphical and cartographic presentation.

The authors identified demographic trends in the development of agglomerations of regional centers of the regions of Western and Eastern Siberia. The territories with a greater degree of regionalization of business revealed a more active involvement of industrial enterprises in the implementation of social and economic development projects. The article evaluates development dynamics of small and medium-sized businesses in the centers of the regions, as well as of higher and secondary vocational education. It reveals general patterns and individual features in the socio-economic development of the centers of the territories under consideration.

The article conducts ranking of cities by the degree of influence of negative factors on their development, analyses subjective assessments of respondents of problems of cities of residence with attitudes to emigration. The most vulnerable to depopulation regions, in terms of their geographical location (remote regions of Eastern Siberia), as well as the cities – large centers of high-tech engineering were identified. The paper proposes organizational and economic solutions to overcome these negative factors. The results of the study, according to the authors, can be used to formulate priority measures of regional and economic policy of Siberia and develop its spatial potential.

Keywords: socio-economic development, spatial development, regional statistics, regional centers of Siberia, infrastructure system, social sector.

JEL: A14, J11, J61, R11, R23.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-71-83>.

For citation: Fomin M.V., Shneiderman I.M., Lukashenko E.A., Mikryukov N.Yu., Miriazov T.R. Regional Centers of Siberia: Socio-Economic and Demographic Analysis of Spatial Development. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):71–83. (In Russ.)

Введение

Пространство Сибири отличается субширотной протяженностью с запада на восток: меняются природные условия (равнины, горные хребты) и добыча полезных ископаемых (нефтегазовые ресурсы, угольные бассейны, рудные месторождения), нарастает континентальность климата. Помимо физико-географических меняются и социально-экономические условия. Так, в настоящее время с запада на восток нарастают миграционные предпочтения к отъезду населения из регионов проживания [1]. Причем господствует западный дрейф: переезд населения из восточных регионов Сибири – в западные и далее – в европейскую часть страны [2].

В связи с этим представляется актуальным исследование социально-экономических и демографических условий в субширотном протяжении Сибири для выявления пространственных особенностей и разработки мер региональной политики. Для этого был проведен статистический анализ социально-экономического развития и демографического состояния исследуемых регионов, в том числе по показателям естественного и миграционного прироста населения.

Помимо изучения статистики был применен метод социологического опроса (анкетирования), проведенный в региональных центрах семи сибирских регионов: г. Абакан, г. Горно-Алтайск, г. Кемерово, г. Кызыл, г. Томск, г. Улан-Удэ,

г. Чита. Полученные данные позволяют выявить как социально-экономические условия в каждом городе проведения анкетирования, так и выстроить субширотный демографический профиль для выявления закономерностей развития регионов Сибири в целом.

Вопросы анкет и предмет анализа включали следующие социально-экономические аспекты: наиболее характерные проблемы развития, субъективная оценка респондентами состояния и динамики развития промышленных предприятий, малого и среднего предпринимательства, высшего и среднего профессионального образования. Рассматривались также настроения к переезду в каждом из регионов.

Респонденты оценивали степень участия корпораций-владельцев крупнейших предприятий в экономической и социальной сфере городов присутствия, определяли отрасли хозяйства, необходимые к развитию в первую очередь. В результате получена не только оценка населением социально-экономических условий сибирских регионов, но и проведено их сопоставление с демографической ситуацией, что позволит выявить закономерности пространственного развития и разработать приоритетные направления для региональной и экономической политики.

Исторический очерк развития городов

В рассматриваемых городах по-разному отразилась история развития всей Сибири в целом. Современные города Томск, Чита, Улан-Удэ (Верхнеудинск), Абакан начали свой исторический путь в XVII в. с казачьих острогов, контролировавших окружающую территорию. Чита начиная с середины XIX в. являлась центром Забайкальского казачьего войска. Село Улала (будущий город Горно-Алтайск) начало свое развитие в 1824 г. и позднее стало центром Алтайской духовной миссии и Бийского купечества.

Особое значение имело расположение городов на широтных путях, магистралях. Развитию Томска способствовало прохождение через него в XVIII в. Сибирского тракта, а когда Транссибирская железнодорожная магистраль прошла несколько южнее, произошел его некоторый упадок. В губернском городе Томске в конце XIX в. были основаны первый в Сибири университет, а затем технологический институт.

В 1914 г. к России после многочисленных просьб о принятии в подданство присоединился Урянхайский край, в котором основался город Белоцарск (г. Кызыл). По прошествии времени — пережив в годы гражданской войны китайскую, монгольскую интервенции — Республика Тыва присоединилась к СССР во время Великой Отечественной войны в 1944 г.

Города Восточной Сибири (Кызыл, Улан-Удэ, Чита), будучи центрами регионов с развитым животноводством, становились уникальными центрами легкой (производство драпа, сукна, переработка тонкорунной шерсти высокого качества) и пищевой (мясо-молочной) промышленности.

В 1930-е годы в ходе советской индустриализации в связи с формированием Кузбасского промышленного узла начинается развитие его центра, города Кемерово — столицы угольно-металлургического Кузбасса, выделенного в отдельную область в годы войны. В это же время в сибирских городах начали появляться машиностроительные предприятия (Улан-Удэнский авиационный завод).

Важным фактором формирования всей сибирской промышленности послужила эвакуация предприятий в годы Великой Отечественной войны, сформировавшая едва ли не большую часть промышленного потенциала Сибири. В 1950–70-е годы с возникновением атомного проекта, а также с развитием нефтехимии получили развитие соответствующие отрасли в Томске и его пригородах с одновременным формированием научных баз в городе.

Большой удар по экономике сибирских городов нанес распад СССР и реформы, связанные с приватизацией. Многие уникальные обрабатывающие, высокотехнологичные предприятия закрылись, в том числе единственные в своем роде производства легкой промышленности в городах Восточной Сибири. Из сибирских регионов начался устойчивый многолетний отток населения в центральную часть страны, что произошло впервые за сотни лет нахождения Сибири в составе России.

Таким образом, выявление потенциала развития сибирских региональных центров, сопоставление с демографической динамикой и формирование рекомендаций направлено на решение проблемы депопуляции Сибири, т. к. во всех исследуемых регионах происходит непрекращающаяся миграционная убыль (см. далее) вкупе с низким уровнем качества жизни населения и увеличением социально-экономического неравенства.

Демографическая динамика в городах Сибири

Рассмотрим демографические тенденции в исследуемых городах Сибири. Для анализа были взяты не только демографические показатели¹ самих городов, но и окружающих их ближайших районов (Томского, Кемеровского, Усть-Абаканского, Иволгинского при Улан-Удэ, Читинского, Кызыльского, Майминского при Горно-Алтайске). Поскольку региональные центры вместе с прилегающими районами, включающими пригороды, образуют городские агломерации, демографические расчеты целесообразно проводить по всей агломерации как по единой системе. Поэтому далее под названиями городов будем иметь в виду демографические показатели всей агломерации — сумму показателей самого города и окружающего его района.

Во всех рассматриваемых агломерациях, кроме Кызыльской, отмечается тенденция к снижению естественного прироста населения, в большинстве случаев уже перешедшая в естественную убыль. Внутрироссийская миграция также имеет тенденцию к снижению, а в Томской, Кемеровской и Читинской агломерациях уже началась миграционная убыль, сочетающаяся с убылью естественной.

Наконец, следует рассмотреть международную миграцию, значения прироста международных мигрантов были особенно велики в 2019 г. в Томской, Кемеровской агломерациях и в агломерации г. Улан-Удэ.

Если в миграционном приросте в Томской и Кемеровской областях в 2019 г. приходилось примерно поровну на иммиграцию из Казахстана (по всей видимости — переселение соотечественников) и иммиграцию из Таджикистана, Узбекистана и Киргизии (трудовая миграция), то в Республике Бурятия в 2019 г. преобладала иммиграция из Китайской Народной Республики, а также из Узбекистана и Киргизии. Таким образом, тенденции депопуляции набирают силу во всех рассматриваемых агломерациях региональных центров (кроме Кызыла).

Авторы данной статьи убеждены, что целью государственной политики в сфере пространственного развития регионов страны должно быть создание условий для достойной жизнедеятель-

ности населения. Поэтому социологический анализ проблем пространственного развития данных регионов Сибири представляет несомненный научный и практический интерес.

Социальное самочувствие региональных центров Сибири

В данной публикации рассмотрены итоги экспедиций, проведенных в июне—октябре 2021 г. в Томской и Кемеровской областях, Забайкальском крае, республиках Бурятия, Тыва, Хакасия и Алтай. Для выявления социально-экономических условий применялся метод социологического опроса (анкетирования), проведенный в региональных центрах семи сибирских регионов (г. Чита, г. Улан-Удэ, г. Кызыл, г. Абакан, г. Горно-Алтайск, г. Кемерово, г. Томск).

Эмпирический объект исследования — жители регионов в возрасте от 18 лет и старше. Общий объем выборочной совокупности составил 541 респондент ($n=541$). Выборка построена на территориальной и квотно-пропорциональной основе, является репрезентативной, ошибка не превышает 5%.

Полученные данные позволят выявить как социально-экономические условия в каждом регионе проведения анкетирования, так и выстроить субширотный социально-экономический профиль для выявления закономерностей пространственного развития Сибири в целом. Учитывая, что в основе пространственного развития региона лежит эколого-демографическая и социально-экономическая слитность, в контексте данного исследования под пространственным развитием понимается «системно-структурный подход к масштабируемым территориальным задачам управления целостным развитием» [3, с. 135].

Первый вопрос социологического исследования был посвящен проблемам городов проживания респондентов. Опрошенным самим было предложено назвать ключевые проблемы своих городов. Как следует из графика на рис. 1, наибольшее количество проблем отмечал средний респондент города Улан-Удэ. Для Томска, Горно-Алтайска и Улан-Удэ наиболее выраженной проблемой является транспортная.

¹ Регионы России. Социально-экономические показатели. Росстат. 2021. URL: https://www.gks.ru/storage/mediabank/Region_Pokaz_2021.pdf.

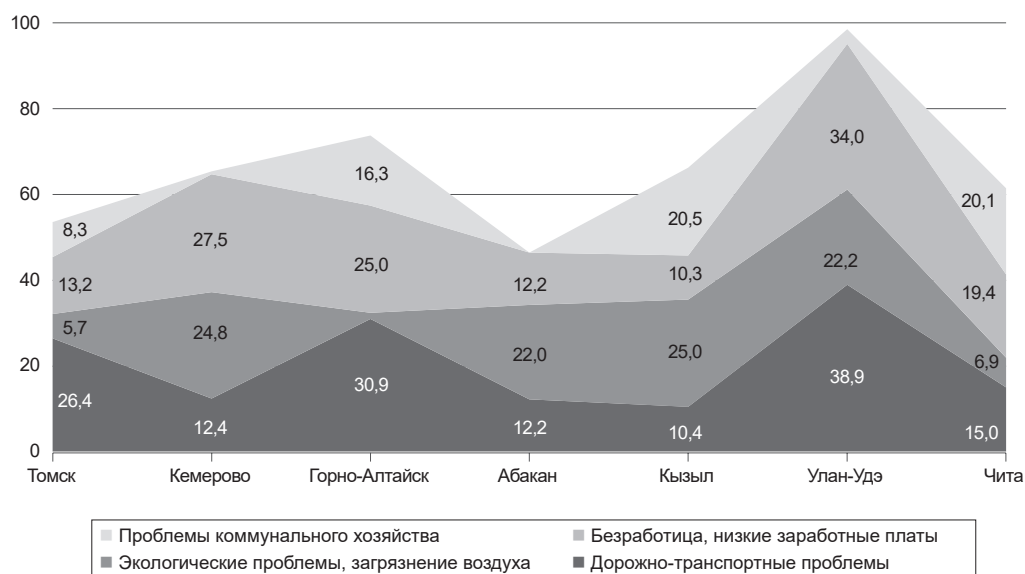


Рис. 1. Ответы респондентов на вопрос «Каковы основные проблемы Вашего города?» (по вертикальной оси указана доля респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Низкая пропускная способность дорог, качество покрытия, заторы, малое количество парковочных мест, организация пассажирского сообщения выводят транспортную проблему в этих трех городах на первое место.

Проблемы экономического характера (безработица, низкая заработная плата) преобладают в городах Улан-Удэ, Кемерово и Горно-Алтайске. Для Кызыла, Кемерово, Улан-Удэ и Абакана характерна экологическая проблема, а именно загрязненный воздух от угольных котельных в зимнее время (вплоть до режима «черного неба»).

Данная проблема в условиях господства Азиатского антициклона и угольного отопления характерна для негазифицированных сибирских регионов и даже является серьезным «выталкивающим» население фактором [1].

В Горно-Алтайске, Кызыле и Чите ярко выражены проблемы жилищно-коммунального хозяйства, а именно невывезенного с дворовых территорий и улиц мусора, а также проблемы бродячих собак. Иные проблемы городов, указанные респондентами, представлены в таблице.

Таблица

Ответы респондентов на вопрос «Каковы основные проблемы Вашего города?»
(указана доля респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Городская проблема	Город	Томск	Кемерово	Горно-Алтайск	Абакан	Кызыл	Улан-Удэ	Чита
Дефицит средств местных бюджетов, малая доля местных бюджетов в распределении налоговых доходов		17,0	0,7	4,5	8,5	5,0	2,0	6,3
Проблема недостаточного благоустройства, дефицита мест досуга, недостатки архитектуры города		5,6	14,0	2,6	3,6	-	-	15,0
Проблемы здравоохранения		2,5	7,6	1,5	12,2	-	8,3	1,4
Проблемы образования		-	2,1	-	4,9	-	-	2,7
Дефицит жилья		3,1	-	4,4	1,2	8,3	2,1	-
Деградация промышленных предприятий		-	-	-	2,4	-	2,8	4,2
Преступность		-	-	-	-	6,3	-	-

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Согласно приведенным данным, иные проблемы городов систематизируются в еще несколько групп. Респонденты Томска сильнее всего ощущают низкую долю налоговых отчислений в местный бюджет от собираемых на территории города налогов. В Чите и Кемерово выражены проблемы благоустройства, дефицита мест досуга и отдыха, общественных пространств.

В Абакане значительное внимание обращено на проблемы образования и здравоохранения, что является серьезным фактором эмиграции населения. Сложную ситуацию в здравоохранении выделяют также жители Кемерово и Улан-Удэ. Некоторое число респондентов городов отметило проблему дефицита жилья, особенно в Кызыле, Горно-Алтайске и частично в Томске, то есть

в городах с лучшей демографической динамикой. На деградацию промышленных предприятий указывали в Чите, а в Кызыле выражена специфическая проблема повышенной преступности.

По количеству проблем, указанных средним респондентом, лидируют самые восточные — забайкальские города Улан-Удэ и Чита. В Улан-Удэ первое место занимают экономические, дорожно-транспортные и экологические проблемы, а в Чите — проблемы коммунального хозяйства, экономические сложности и проблемы благоустройства города.

Второй вопрос социального исследования касался динамики развития промышленных предприятий исследуемых городов Сибири (рис. 2). Чаще всего встречался ответ об отрицательной динамике развития.

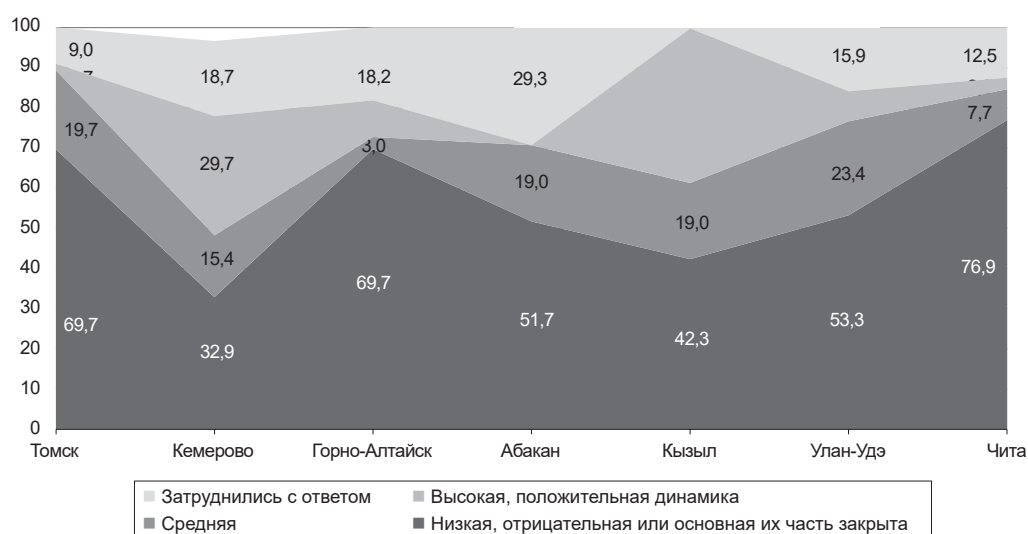


Рис. 2. Ответы респондентов на вопрос «Как Вы оцениваете состояние и динамику развития промышленных предприятий города?» (по вертикальной оси указана доля ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Наихудшая ситуация наблюдается в Чите, Томске и Горно-Алтайске, где более двух третей респондентов отметили негативную динамику развития либо давнее закрытие предприятий. В Улан-Удэ и Абакане на деградацию промышленности указали более половины опрошенных. Респонденты Томска обозначили, что успешно функционируют лишь нефтегазовые предприятия, а многие корпуса предприятий обрабатывающей промышленности перестраиваются под торговые центры.

Известно, что с 1990-х годов в Улан-Удэ и Чите были закрыты многие уникальные предприятия легкой промышленности, связанные с перера-

боткой шерсти, а в Томске — значительная часть машино- и приборостроительных заводов. Сократили свое присутствие и большое число ныне работающих предприятий. Таким образом, эти высоко индустриализированные города испытали наибольшее негативное влияние от закрытия промышленных предприятий.

Жители Горно-Алтайска также отмечают деиндустриализацию города: закрыты завод железобетонных изделий, швейная фабрика, а занятость в городе носит бюджетный характер. Аналогичная ситуация в Абакане, где 15,5% опрошенных указывают на практически полное отсутствие промышленных предприятий в городе.

В Кызыле и Кемерово, наоборот, около половины опрошенных называют высокую или стабильную динамику развития промышленных предприятий. В Кемерово успешно функционируют предприятия угледобывающей, а также химической промышленности (холдинг Сибирский Деловой Союз). Но часть предприятий, производивших продукцию глубокой переработки, оказались закрыты (Химволокно, Химмаш).

Около 2% опрошенных в Кемерово обращают внимание на то, что предприятия испытывают дефицит инвестиций, прибыль лишь в незначительной степени направляется на их развитие. В Кемерово вновь наблюдается так называемый «парадокс региональной экономики», описанный нами ранее [4], при котором позитивное развитие предприятий города не приводит к решению его экономических проблем. Рынок труда в городе слабо диверсифицирован.

В Кызыле респонденты отмечают развитие строительного комплекса благодаря господдержке (кирпичный завод, завод бетонных изделий), а также развитие переработки мяса и молока. Однако опрошенные заявляют об общем дефиците промышленных предприятий, а среди проблем их развития указывают высокие цены на электроэнергию, слабое развитие транспортной инфраструктуры (прежде всего — отсутствие железной дороги).

Третий вопрос (рис. 3) был посвящен социальной политике корпораций-владельцев крупнейших предприятий городов, их участию в экономике, социальной сфере города. Более половины респондентов Кызыла, Томска, Улан-Удэ и Читы сообщили, что участие компаний в жизни городов незаметно или значительно сократилось в последние годы.

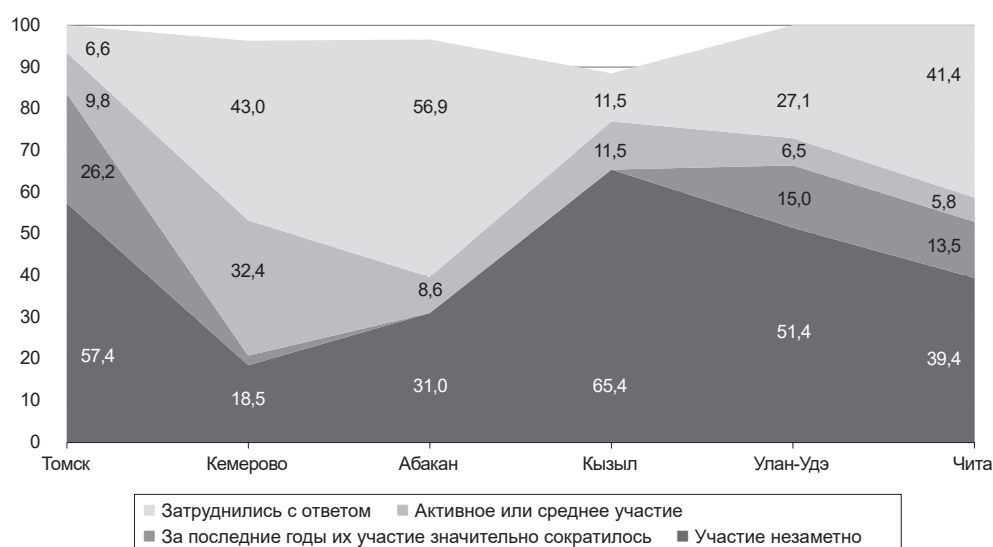


Рис. 3. Ответы на вопрос «Оцените степень участия корпораций-владельцев крупнейших предприятий в экономике и социальной сфере города» (по вертикальной оси указана доля респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Особенно сильно именно в недавнее время уменьшилось присутствие компаний в социальной сфере городов Томск, Улан-Удэ и Чита, что может быть связано с закрытием ряда предприятий, сокращением их присутствия, деиндустриализацией данных городов.

В Кемерово около трети респондентов указали, что в городе наблюдается активное и среднее участие компаний в жизни города. Оно относится к проведению праздников, обеспечивает компаниям рекламу, проявляется также в социальном

обеспечении предприятиями своих работников. Возможно, положительные оценки в Кемерово связаны с тем, что ключевой промышленный холдинг (Сибирский Деловой Союз) зарегистрирован на территории города. Около 5% опрошенных назвали рекламный характер мероприятий, проведение их в собственных интересах компаний.

В Кызыле планируется открытие Горного техникума при участии Голевской горнорудной компании, однако в настоящее время, как показывают данные соцопросов, социальной активности

предприятий респонденты не отмечают. Более 10% опрошенных в Кызыле обозначили, что крупных предприятий в городе нет или мало.

Четвертый вопрос (рис. 4) был посвящен развитию малого и среднего предпринимательства.

Предпринимательский климат в регионах и городах является важнейшим фактором экономического, социального и демографического развития территории (см., например, [5]).

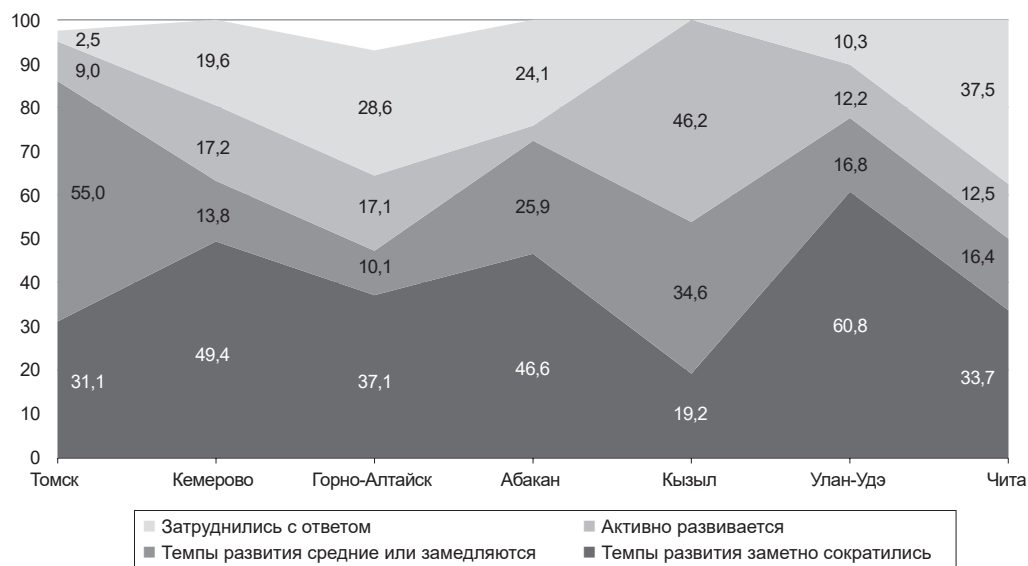


Рис. 4. Ответы на вопрос «Каковы состояние и динамика развития малого предпринимательства в городе в настоящее время?» (по вертикальной оси указана доля респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Наихудшая динамика развития малого и среднего предпринимательства наблюдается в г. Улан-Удэ. Около половины респондентов зафиксировали негативную динамику малого предпринимательства в Кемерово и Абакане. В г. Кемерово респонденты отмечали, что вести малый бизнес в других регионах легче, чем в Кемеровской области. В г. Горно-Алтайске и в г. Абакане существенной проблемой развития малого предпринимательства является низкий платежеспособный спрос населения, а также конкуренция сетевых магазинов.

В Кемерово, Абакане, Горно-Алтайске и Кызыле респонденты наблюдают высокую степень алкоголизации торговли, активное развитие торговли пивными, водочными изделиями в жилых кварталах. Малое и среднее предпринимательство оказывается мало представлено в производственном секторе. В г. Томске более половины респондентов указывают на замедление в динамике развития малого бизнеса.

Наилучшая ситуация с развитием малого и среднего предпринимательства, согласно ответам респондентов, наблюдается в Кызыле. Повсе-

местно отмечается негативное влияние на работу малого и среднего бизнеса ограничений, введенных с 2020 г. В некоторых случаях (г. Улан-Удэ) фиксируется безвозвратный уход с рынка многих малых фирм.

Пятый вопрос социального исследования был посвящен динамике развития высшего и среднего профессионального образования (рис. 5). Наличие и динамичная работа учреждений образования в городе является существенным подспорьем к проживанию населения на территории. Проблемы с получением образования в городе приводят к так называемой «образовательной эмиграции», зачастую безвозвратной.

Как следует из графика, в исследуемых городах ситуация с оценками примерно одинакова: около 40% опрошенных указывают на негативную и примерно столько же — позитивную динамику развития учреждений образования. Наихудшая динамика фиксируется респондентами ведущего научного центра Сибири — г. Томска, где почти 2/3 опрошенных отмечают стагнацию или отрицательную динамику развития образовательной и научной сферы.

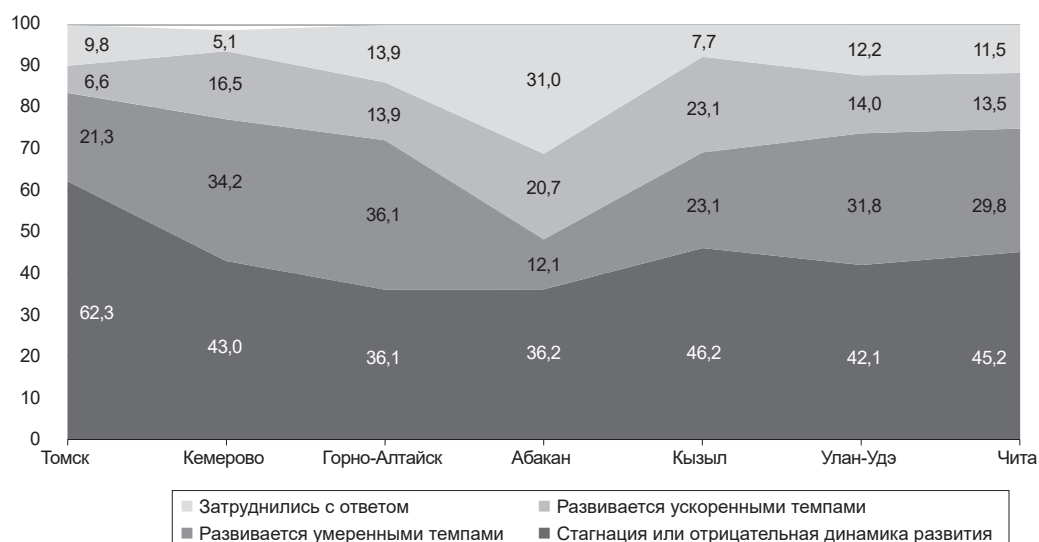


Рис. 5. Ответы на вопрос «Каковы, на Ваш взгляд, состояние и динамика развития высшего и среднего профессионального образования в городе» (по вертикальной оси указана доля респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

В своих комментариях респонденты называют как важнейшую проблему отток квалифицированных специалистов вследствие низких заработных плат.

Рассмотрим суммы отрицательных ответов в рассматриваемых городах по совокупности за-

данных вопросов (рис. 6). Наибольшие проблемы, согласно субъективным оценкам опрошенных, фиксируются в Томске, Улан-Удэ и Чите. Причем в городах Томск и Чита наибольший вклад в «проблемность» вносит ответ «Деградация промышленных предприятий».

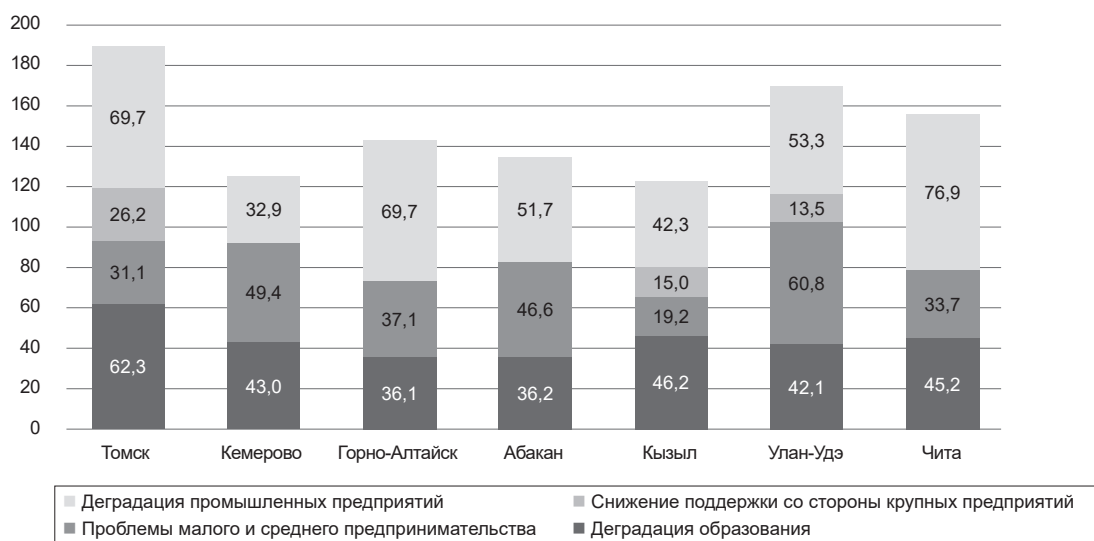


Рис. 6. Суммы негативных ответов на вопросы в рассматриваемых городах (по вертикальной оси указаны доли соответствующих негативных ответов в процентах от общего количества ответивших)

Примечание. Сумма может превышать 100%, так как суммируются ответы респондентов по нескольким вопросам.

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Действительно, эти города, бывшие центрами обрабатывающих отраслей промышленности, оказались наиболее уязвимыми при деиндустриализации. Характерно, что в Томске, являющем-

ся ведущим научным центром России, именно динамика развития образования и науки вызывает наибольшие среди всех городов негативные оценки.

В Кемерово оценки более позитивны, поскольку в городе сосредоточены активы региональных сырьевых угольных компаний. Несколько хуже ситуация в Абакане, возможно из-за регистрации основных ресурсодобывающих компаний вне региона. В Улан-Удэ наибольший вклад в негативные ответы вносят оценки респондентами динамики развития малого и среднего предпринимательства. Существенную роль сыграли ограничительные меры двух последних лет, в результате которых многие малые предприятия безвозвратно ушли с рынка города.

Можно заметить, что наиболее негативные ответы наблюдаются в крупных городах, центрах обрабатывающей промышленности и науки (Томск, Улан-Удэ, Чита), тогда как в менее индустриализированных городах (Кызыл,

Горно-Алтайск) ситуация оценивается более позитивно.

Данное состояние можно объяснить тем фактом, что крупные промышленные центры пережили мощную деиндустриализацию, закрытие, сокращение предприятий, деградацию образовательной, научной сферы. Другие же города, не обладавшие столь мощным уровнем развития промышленности и науки, не испытали и до такой степени серьезных разрушительных последствий их сокращения. Заметно, что именно в Томске в последние годы наблюдается наибольшее снижение поддержки со стороны основных предприятий (более четверти опрошенных).

Сопоставим рассмотренные ответы о социально-экономической ситуации с ответами на вопросы о миграционных настроениях (рис. 7).

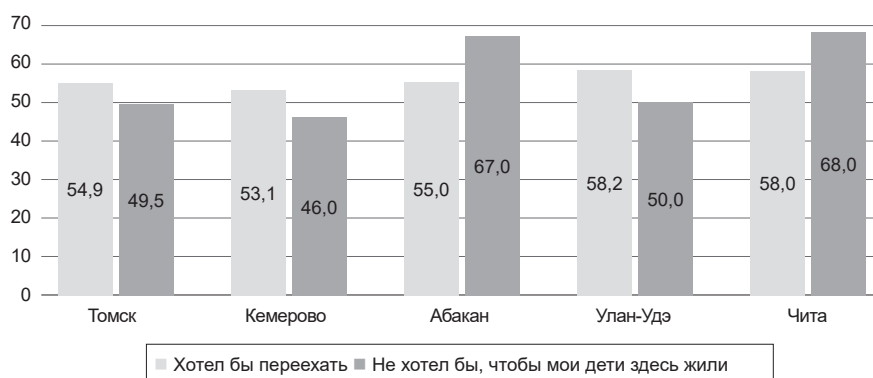


Рис. 7. Ответы респондентов на вопросы о желании переезда из города проживания (по вертикальной оси указаны доли ответов респондентов, ответивших соответствующим образом, в процентах)

Источник: Отдел геоурбанистики и пространственной демографии ИДИ ФНИСЦ РАН.

Как видно из графика (рис. 7), наблюдается повышающийся тренд настроений к эмиграции при движении с Запада на Восток. В Восточной Сибири настроения к переезду выражены гораздо больше, чем в Западной, достигая своего пика в крайней исследуемой точке — г. Чита. Примечательно, что именно в Восточной Сибири (в Абакане и Чите) доля ответивших «Не хотел бы, чтобы мои дети здесь жили» опережает долю желающих собственного переезда, тогда как в других городах, наоборот, доля ответов о переезде детей ниже с указанием того, что дети сами выберут себе место проживания.

Данный факт также свидетельствует о растущих тенденциях к отъезду в регионах Восточной Сибири. Тенденции на графике (рис. 7) отличаются от приведенных на предыдущем графике (рис. 6), прежде всего, формой профиля, геогра-

фической закономерностью увеличения тенденций на отъезд в Восточной Сибири в сравнении с Западной.

Даже непосредственно в Восточной Сибири тенденции на отъезд наиболее выражены в самом восточном исследуемом городе — Чите. В предыдущих публикациях авторов уже была отмечена масштабная тенденция на отъезд в восточных регионах Сибири [1, 6], подтверждается она и сейчас при сопоставлении сибирских городов. Таким образом, на социально-экономическом профиле Сибири уровень проблемности выглядит одинаковым и для крайней западной (Томск) и для крайней восточной (Чита) точек, даже с некоторым перевесом Томска (рис. 6). Однако настроения к отъезду гораздо больше господствуют на востоке, в Чите, чем в западном Томске (рис. 7).

Томск находится в полосе плотного Западно-Сибирского ареала расселения. Помимо того, что сам Томск является одним из исторических городов Сибири, он находится недалеко от крупнейшего центра Сибири Новосибирска, неподалеку от Кузбасса, в плотно населенной и освоенной местности. Тогда как Чита удалена на 400 км от Улан-Удэ и более чем на 600 км от Иркутска. Других ближайших крупных городов в Прибайкалье и Забайкалье нет, территория освоена гораздо меньше, система расселения носит редкий, местами очаговый характер. Расстояние до исторического ядра страны составляет более 4,5 тыс. км.

Одни и те же негативные экономические условия в Западной Сибири и в Восточной Сибири приводят к разным результатам. В условиях большей удаленности происходит ментальный переход экономических проблем в демографические, в немедленное желание оставить удаленные места проживания и мигрировать в более плотно населенную, лучше экономически развитую среду.

В сложившихся обстоятельствах отдаленности, изолированности экономические проблемы на дальней периферии гораздо быстрее формируют установку на отъезд и приводят к эмиграции. Забайкальские территории, как наиболее удаленные от основной полосы, испытывают наибольшие демографические последствия от повсеместных экономических проблем.

Тенденции из графика, приведенного на рис. 7, подтверждаются статистикой миграции. Региональные центры концентрируют миграционный поток из других городов и сел региона, но одновременно характеризуются эмиграцией в другие крупные города. Целесообразно рассматривать тенденцию к миграции в целом по региону. Как было показано в статье [2], все рассматриваемые на профиле регионы Сибири отличаются убылью населения во внутренней миграции, при этом самая высокая миграционная убыль населения наблюдается в Забайкальском крае, что подтверждает большой отъезд населения в восточных, отдаленных регионах.

Заключение

Проведенное социологическое исследование выявило негативные демографические тренды во всех исследуемых городских агломерациях региональных центров Сибири (кроме г. Кызыла). Оно показало, что ключевыми проблемами рас-

смотренных городов являются дорожно-транспортные, относящиеся к организации движения, качеству дорог; экологические, возникающие в результате задымленности из-за угольного отопления в зимнее время, и социально-экономические, связанные с дефицитом рабочих мест, низким уровнем заработных плат.

В городах Чита, Кызыл и Горно-Алтайск остро стоит проблема организации коммунального хозяйства, вывоза мусора. В г. Кемерово и г. Чите имеет место проблема благоустройства городов, организации мест досуга, а в г. Абакане наблюдаются значительные проблемы в сферах здравоохранения и образования. Решение данных проблем в каждом из городов безусловно поможет снизить негативные демографические тренды.

Наибольшие проблемы в динамике развития промышленных предприятий наблюдаются в машиностроительных городах, центрах высокотехнологичной промышленности: Томске, Улан-Удэ, Чите. Респонденты отмечают как негативную динамику развития предприятий, так и сокращение их присутствия в социальной сфере городов в последние годы.

В таком контексте более позитивно выглядит ситуация в Кемерово, где лучше динамика развития предприятий, а также больше их социальное участие. В этом же городе наименьшая доля респондентов заявила о несправедливом распределении доходов бюджета (0,7%), в отличие, например, от г. Томска (17%). Возможно более сглаженное распределение доходов, высокая социальная поддержка обусловлены регистрацией ключевого угледобывающего холдинга «Сибирский Деловой Союз» внутри региона, в г. Кемерово.

Развитие же малого и среднего предпринимательства в г. Кемерово оказывается, наоборот, более затруднено, чем в других городах. Проблемы этой сферы деятельности выражены также в г. Абакане и сильнее всего — в г. Улан-Удэ, где субъекты малого бизнеса сильно пострадали за последние два года.

Наихудшая динамика развития научной и образовательной сферы отмечается в ведущем центре науки и высшего образования Сибири — г. Томске. Как и в случае с развитием промышленных предприятий, самая негативная динамика наблюдается в городе с наибольшим развитием науки и высоких технологий, где деградация научной сферы заметна сильнее всего. А большее число проблем в динамике развития характерно для

наиболее индустриально развитых городов с высокотехнологичными отраслями машиностроения и научной базой: Томск, Улан-Удэ, Чита.

Максимальные настроения к эмиграции наблюдаются в городах Восточной Сибири, особенно в самой восточной ее части — г. Чите, именно в Забайкальском крае происходит самый сильный среди всех исследуемых регионов отток населения. Одни и те же социальные и экономические проблемы в Сибири вызывают большее желание к переезду в наиболее редко заселенной, отдаленной, восточной ее части (в Забайкалье).

Таким образом, в региональном разрезе самой высокой депопуляции подвержены крайние восточные, отдаленные регионы, где проблемы переживаются острее всего.

Необходимо скорейшее разрешение указанных проблем при помощи инвестиций в науку и промышленность, повышения уровня заработных плат, поддержки малого и среднего предпринимательства с целью недопущения утраты научной и производственной базы в критических технологиях и остановки депопуляции геостратегических регионов страны.

Литература

1. Селезнёв И.А., Микрюков Н.Ю., Мирязов Т.Р. Социологический анализ проблем пространственного развития (на примере регионов Западной и Восточной Сибири) // Научное обозрение. Серия 2. Гума-

нитарные науки. 2020. № 6. С. 5–23. doi: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2020-6-01>.

2. Безвербный В.А., Микрюков Н.Ю. Особенности межрегиональной миграции в Российской Федерации в 2017–2019 гг. // Научное обозрение. Серия 2. Гуманитарные науки. 2021. № 6. С. 45–65. doi: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2021-6-05>.

3. Фомин М.В. Проектные федеральные территории как объект пространственного развития. Миграционные процессы и их влияние на демографическое и социально-экономическое развитие Дальнего Востока: сборник трудов II Международной научно-практической конференции, 4–5 июня 2018 г. / под общ. ред. С.В. Рязанцева, М.Н. Храмовой, Л.А. Савинкиной. Владивосток: Издательский дом Дальневосточного федерального университета, 2018. С. 134–138.

4. Фомин М.В. и др. Социальный портрет регионов Западной Сибири: экономические причины и демографические последствия // Известия высших учебных заведений. Социология. Экономика. Политика. 2021. Т. 14. № 4. С. 82–100. doi: <https://doi.org/10.31660/1993-1824-2021-4-82-100>.

5. Бондаренко И.В. Дефинициальная характеристика и классификация факторов предпринимательского климата региона // Государственное и муниципальное управление. Ученые записки. 2017. № 4. С. 235–240. doi: <https://doi.org/10.22394/2079-1690-2017-1-4-235-240>.

6. Фомин М.В. и др. Проблемы пространственного развития регионов юга Восточной Сибири: мнение жителей // Научное обозрение. Серия 2. Гуманитарные науки. 2021. № 6. С. 66–82. doi: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2021-6-06>.

Информация об авторах

Фомин Максим Витальевич — канд. полит. наук, ведущий научный сотрудник, Институт демографических исследований ФНИСЦ РАН (ИДИ ФНИСЦ РАН). 119333, г. Москва, ул. Фотиевой, д. 6, корп. 1. E-mail: mvfomin@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6685-1500>.

Шнейдерман Инна Михайловна — канд. экон. наук, заведующий лабораторией, Институт социально-экономических проблем народонаселения имени Н.М. Римашевской ФНИСЦ РАН (ИСЭПН ФНИСЦ РАН). 117218, г. Москва, Нахимовский просп., 32. E-mail: innamike@lmi.net. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4507-8464>.

Лукашенко Елена Адольфовна — канд. полит. наук, старший научный сотрудник, Институт демографических исследований ФНИСЦ РАН (ИДИ ФНИСЦ РАН). 119333, г. Москва, ул. Фотиевой, д. 6, корп. 1. E-mail: ealukashenko@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2877-1814>.

Микрюков Николай Юрьевич — канд. геогр. наук, старший научный сотрудник, Институт демографических исследований ФНИСЦ РАН (ИДИ ФНИСЦ РАН). 119333, г. Москва, ул. Фотиевой, д. 6, корп. 1. E-mail: esoro@mail.ru.

Мирязов Тимур Робертович — младший научный сотрудник, Институт демографических исследований ФНИСЦ РАН (ИДИ ФНИСЦ РАН). 119333, г. Москва, ул. Фотиевой, д. 6, корп. 1. E-mail: miryazov_timur@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9143-1740>.

References

1. Seleznev I.A., Mikryukov N.Yu., Miriazov T.R. The Sociological Analysis of the Spatial Development Problems (On Example of Western and Eastern Siberia Regions). *Scientific Review. Series 2. Human sciences.*

2020;(6):5–23. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2020-6-01>.

2. Bezverbny V.A., Mikryukov N.Yu. Features of Inter-Regional Migration in the Russian Federation in 2017–2019. *Scientific Review. Series 2. Human sciences.*

2021;(6):45–65. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2021-6-05>.

3. **Fomin M.V.** Project Federal Territories (PFT) as an Object of Spatial Development. In: Ryazantseva S.V., Khramovoi M.N., Savinkinoi L.A. (eds.) *Migration Processes and Their Influence on the Socio-Economic and Demographic Development of the Russian Far East. Collection of Works of the II International Research and Practical Conference*. Vladivostok: Publishing House of the Far Eastern Federal University, 2018, pp. 134–138. (In Russ.)

4. **Fomin M.V.** et al. Regions Social Portrait of Western Siberia: Economic Causes and Demographic Consequences. *Proceedings of Higher Educational Institutions. Socio-*

logy. Economics. Politics. 2021;14(4):82–100. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.31660/1993-1824-2021-4-82-100>.

5. **Bondarenko I.V.** Definitional Characteristics and Classification of Factors of Entrepreneurial Climate of the Region. *State and Municipal Administration Scientific Notes.* 2017;(4):235–240. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.22394/2079-1690-2017-1-4-235-240>.

6. **Fomin M.V.** et al. Regions Spatial Development Problems of Eastern Siberia South: Opinion of Residents. *Scientific Review. Series 2. Human sciences.* 2021;(6):66–82. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.26653/2076-4685-2021-6-06>.

About the authors

Maxim V. Fomin – Cand. Sci. (Polit.), Lead Researcher, Institute for Demographic Research – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (IDR FCTAS RAS). 6, Fotievoi Str., Bld. 1, Moscow, 119333, Russia. E-mail: mvfomin@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6685-1500>.

Inna M. Shneiderman – Cand. Sci. (Econ.), Head of Laboratory, Institute of Socio-Economic Studies of Population – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (ISESP FCTAS RAS). 32, Nakhimovsky Prospekt, Moscow, 117218, Russia. E-mail: innamike@lmi.net. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4507-8464>.

Elena A. Lukashenko – Cand. Sci. (Polit.), Senior Researcher, Institute for Demographic Research – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (IDR FCTAS RAS). 6, Fotievoi Str., Bld. 1, Moscow, 119333, Russia. E-mail: ea-lukashenko@yandex.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2877-1814>.

Nikolay Yu. Mikryukov – Cand. Sci. (Geo.), Senior Researcher, Institute for Demographic Research – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (IDR FCTAS RAS). 6, Fotievoi Str., Bld. 1, Moscow, 119333, Russia. E-mail: ecoro@mail.ru.

Timur R. Miriazov – Junior Researcher, Institute for Demographic Research – Branch of the Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences (IDR FCTAS RAS). 6, Fotievoi Str., Bld. 1, Moscow, 119333, Russia. E-mail: miryazov_timur@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9143-1740>.

Некоторые вопросы методологического обеспечения управления стоимостью банков на российском рынке финансовых услуг

Константин Львович Поляков^{а)},
Марина Васильевна Полякова^{а)},
Елизавета Алексеевна Загонова^{б)}

^{а)} Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Москва, Россия;

^{б)} Публичное акционерное общество «Сбербанк России», г. Москва, Россия

Во введении авторы аргументируют актуальность исследуемой проблемы совершенствования алгоритма оценки стоимости операций купли-продажи банков на российском рынке финансовых услуг. Подчеркивается, что необходимость управления стоимостью коммерческого предприятия возникает не только при планировании операции купли-продажи всего бизнеса или его части. Фактор стоимости принимается во внимание, прежде всего, в процессах акционирования организации, привлечения новых пайщиков, страхования ее имущества, получения кредита под залог имущества, расчете справедливой величины налогов.

В первой части работы обосновывается алгоритм оценки стоимости бизнеса, предназначенной для потенциального инвестора и адаптированный к особенностям российского финансового рынка. При этом учитываются специфические особенности каждого рассматриваемого банка. На данных открытой финансовой отчетности (за 2017–2022 гг.) рассчитаны параметры, необходимые в процедуре получения оценок.

Во второй части работы представлен результат отбора показателей внешней и внутренней экономической среды банков, имеющих значимую статистическую взаимосвязь с полученной оценкой стоимости. Отобранные факторы подконтрольны менеджерам и могут быть использованы для управления ее величиной. Получены данные о направлении и силе влияния отобранных факторов на стоимость бизнеса. Алгоритм отбора основан на математическом моделировании с использованием данных банков за рассматриваемый период времени.

Оценка стоимости основана на сравнительном подходе, где значения мультипликаторов рассчитываются с помощью линейной регрессионной модели. Для организации управления стоимостью строится модель панельной регрессии, которая позволяет отобразить значимые финансовые показатели и определить характер их влияния на стоимость банка.

Ключевые слова: рынок финансовых услуг, статистика финансов, математико-статистические методы, оценка стоимости банка, оценка стоимости бизнеса, доходный подход, дисконтирование денежных потоков, метод мультипликаторов, панельные данные.

JEL: B41, C01, C23, G12, G21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-84-96>.

Для цитирования: Поляков К.Л., Полякова М.В., Загонова Е.А. Некоторые вопросы методологического обеспечения управления стоимостью банков на российском рынке финансовых услуг. Вопросы статистики. 2022;29(4):84–96.

Some Aspects of Methodological Support of Bank Value Management in the Russian Market of Financial Services

Konstantin L. Polyakov^{a)},
Marina V. Polyakova^{a)},
Elizaveta A. Zagonova^{b)}

^{a)} HSE University, Moscow, Russia;

^{b)} Public Joint-Stock Company Sberbank of Russia (PJSC Sberbank), Moscow, Russia

In the introduction, the authors argue the relevance of the researched problem of improving the algorithm for estimating transaction cost of bank's purchase and sale in the Russian financial services market. It is emphasized that the need to manage the value of a commercial enterprise arises not only when planning the purchase and sale transaction of the entire business or part of it. The valuation is taken into account, first of all, when corporatizing an organization, attracting new shareholders, insuring its property, obtaining a loan secured by property, calculating the fair value of taxes.

The first part of the paper substantiates the business valuation algorithm intended for a potential investor and adapted to the conditions of the Russian financial market. This takes into account the specific features of each bank in question. Based on the data from open financial statements (for 2017–2022), the parameters required in the procedure for obtaining estimates are calculated.

The second part of the paper presents the result of selecting indicators of the external and internal economic environment of banks that have a significant statistical relationship with the resulting valuation. The selected factors are under the control of managers and can be used to guide the proposed cost estimate. Data were obtained on the direction and strength of influence of selected factors on the value of business. The selection algorithm is based on mathematical modeling using bank data for the period under consideration.

The valuation is based on a comparative approach, where the values of the multiples are calculated using a linear regression model. To organize cost management, a panel regression model is built, which allows to select significant financial indicators and determine the nature of their impact on the bank's value.

Keywords: financial services market, financial statistics, mathematical and statistical methods, bank valuation, business valuation, income approach, cash flow discounting, multiplier method, panel data.

JEL: B41, C01, C23, G12, G21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-84-96>.

For citation: Polyakov K.L., Polyakova M.V., Zagonova E.A. Some Aspects of Methodological Support of Bank Value Management in the Russian Market of Financial Services. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):84–96. (In Russ.)

Введение

Согласно популярной в настоящее время концепции управления, основанного на стоимости (Value Based Management, VBM) [1], главной задачей менеджмента коммерческой компании является обеспечение роста ее стоимости для акционеров¹. Данное исследование посвящено анализу влияния ряда характеристик внешней и внутренней экономической среды на величину данного показателя для банков. Его результаты могут быть важны для организации финансового управления бизнесом.

Управление стоимостью бизнеса подразумевает, во-первых, оценку этой величины понятным и актуальным для потенциального потребителя оценки способом и, во-вторых, выявление факторов, с одной стороны, тесно связанных с оценкой стоимости, а с другой — доступных для управления менеджменту компании. Отметим, что величина оценки стоимости бизнеса часто используется для сравнения инвестиционной привлекательности нескольких организаций и не рассматривается, как оценка величины денежных средств, реально фигурирующих в операциях купли-продажи. Таким образом, значение оценки должно отражать специфические особенности организации, которые представляют интерес для ее потребителя, и даже не обязательно должно быть положи-

тельной величиной. Весьма вероятно, что способ получения оценки существенно влияет на выбор доступных менеджменту компании инструментов управления. Их состав может существенно различаться для разных подходов к оценке стоимости бизнеса. Следовательно, решение задачи управления стоимостью бизнеса должно включать в себя два тесно взаимосвязанных этапа — как обоснование оценки стоимости бизнеса, так и идентификацию влияющих на нее факторов.

Оценка стоимости бизнеса используется при подготовке таких операций, как слияние и поглощение, портфельное инвестирование, финансируемый выкуп компаний (leveraged buyouts, LBO), оценка опционов на акции, страхование коммерческой деятельности и т. д. При ее расчете используются стандартные финансовые показатели, включая долг и собственный капитал, которые используются как для частных, так и для государственных предприятий, что обеспечивает формирование обоснованной базы для сравнения инвестиционных проектов в интересах лиц, принимающих финансовые решения. Расчет стоимости бизнеса позволяет создать полноценную картину корпоративной собственности, оценить значимость долговых обязательств компании, защищая тем самым инвесторов от совершения ошибок при вложении средств. Вместе с тем, не следует ожидать, что цена реальной покуп-

¹ Следует отметить двойственность перевода термина «value» на русский язык, что порождает расплывчатость его толкования. В ряде случаев более адекватным, чем «стоимость» был бы перевод «ценность», который позволяет при организации управления компанией выйти за рамки решения финансовых вопросов и принять во внимание такие характеристики бизнеса, как, например, его социальная значимость.

ки бизнеса или его части обязательно совпадет с оценкой его стоимости, которая, прежде всего, играет роль инструмента сравнения инвестиционной привлекательности. Более того, при определенных условиях оценка стоимости бизнеса может стать отрицательной. Это возможно будет свидетельствовать об ожидании преобладания исходящих денежных потоков над входящими или о превышении объема наличных средств и их эквивалентов суммарной величины собственного капитала и долга. Таким образом, выбранная методология оценки стоимости бизнеса, в частности, стоимости банка, отражает взгляд эксперта на оценку его инвестиционной привлекательности. Величину данной оценки могут принимать во внимание как потенциальные стратегические инвесторы, планирующие приобретение всего бизнеса или его части, так и акционеры, которые рассчитывают на приток внешних инвестиций или продажу бизнеса. Во втором случае приобретает большое значение решение задачи повышения его инвестиционной привлекательности, которое предполагает управление финансовыми показателями, имеющими доказанную статистическую взаимосвязь с выбранной оценкой его стоимости. Характер данной взаимосвязи может существенно меняться при изменении внешней экономической среды, параметры которой недоступны для управления менеджерами организации. Таким образом, важную роль в организации управления банком играет анализ статистической взаимосвязи финансовых показателей, подконтрольных менеджменту банка, и выбранной оценки его стоимости с учетом характеристик внешней экономической среды.

Данное исследование включает в себя две компоненты. Во-первых, формирование методологии оценки стоимости банка с учетом особенностей российского рынка финансовых услуг. Во-вторых, анализ статистической взаимосвязи между результатами использования данной методологии и рядом финансовых показателей, которые традиционно применяются при управлении стоимостью бизнеса для различных вариантов ее оценки.

Статья имеет следующую структуру. В разделе «Обзор литературы» представлен ряд публикаций, актуальных для данного исследования. Он охватывает работы, связанные с методологией оценивания бизнеса, и, в частности, банков, а также работы, посвященные анализу влияния различных факторов на стоимость банков. Раздел «Оценка

стоимости банков Российской Федерации» посвящен адаптации существующих методов к особенностям российского финансового рынка и является первой частью представления результатов исследования. Раздел «Анализ влияния внешних и внутренних факторов на стоимость банка» демонстрирует вторую часть исследования и знакомит с отбором характеристик внутренней и внешней экономической среды, имеющих значимую статистическую взаимосвязь с оценкой стоимости банка. В разделе «Заключение» приводится анализ полученных в ходе исследования результатов.

1. Обзор литературы

Как было отмечено выше, решение задачи управления стоимостью организации и, в частности, банка, образовано двумя этапами — получением оценки этой величины и формированием системы управления, основанной на тесно связанных с оценкой факторах, для которых определен характер их влияния на оценку стоимости. Задачи эти, безусловно, не новые. Основные подходы к получению оценки стоимости уже давно стали классикой и вошли в состав университетских учебников. Представляют большой интерес модификации классических подходов, адаптированные к условиям конкретных рынков. Опубликовано немало результатов исследований в данном направлении, однако актуальность работ такого рода только возрастает в связи с увеличивающейся скоростью изменений на рынках. Аналогичное заключение справедливо и для работ, связанных с управлением стоимостью. Развитие методов получения данных и построения моделей статистической взаимосвязи между разными показателями, а также растущее многообразие вариантов оценки стоимости бизнеса заставляет исследователей вновь и вновь обращаться к этой теме.

В связи с этим в данном разделе мы остановимся на двух группах публикаций, представляющих особый интерес для решения общей задачи управления стоимостью бизнеса. Первая связана с методами оценки стоимости бизнеса и, в частности, банков, поскольку последние обладают рядом особенностей, требующих учета при использовании методик, разработанных для предприятий реального сектора экономики. Вторая группа связана с анализом статистической взаимосвязи между различными показателями внутренней и внешней экономической среды и оценками

стоимости банков. Работы такого рода служат методической основой для построения систем управления величиной стоимости.

1.1. Методические основы оценки стоимости бизнеса. Рассмотрим ряд публикаций, связанных с методологиями оценки стоимости бизнеса.

1.1.1. Основные подходы к оценке стоимости бизнеса. Основы оценки стоимости бизнеса и сравнительный анализ основных подходов изложены в большом количестве монографий второй половины 20 века и начала 21 века [2–5]. При всем разнообразии точек зрения значительное число авторов сводит все множество методов к трем основным подходам.

Затратный или имущественный подход основан на оценке понесенных издержек. Данные бухгалтерского учета, как правило, дают оценки, отличные от рыночных, и возникает задача их корректировки. Основной формулой такого подхода является следующая:

$$\begin{aligned} \text{Оценочная стоимость собственного капитала} = \\ \text{Рыночная оценка активов} - \\ - \text{Рыночная оценка обязательств.} \end{aligned}$$

В состав подхода входят два метода: метод стоимости чистых активов и метод ликвидационной стоимости. В основе первого метода составление экономического баланса, где статьи бухгалтерского баланса — активы и пассивы переоцениваются по рыночным ценам. При этом во внеоборотные активы добавляется стоимость гудвила, которая рассчитывается котловым методом. Оценка вторым методом организована похожим образом, за исключением того, что не учитывается гудвил, а стоимость активов оценивается с учетом наличия покупателей и отдельные позиции могут быть равны нулю.

Сравнительный подход используется в том случае, если имеется много уже оцененных объектов, например, база данных о совершенных сделках купли-продажи. Предполагается, что оценщик или покупатель/инвестор при планировании покупки (инвестиции) будет ориентироваться на уже известную стоимость похожих объектов (компаний-аналогов). Основное преимущество метода достигается при известных ценах продажи всего или части бизнеса. В этом случае оценка нового объекта будет иметь рыночный характер и эксперту необходимо будет

только внести корректировки, связанные со степенью схожести объектов. Однако, подход можно использовать в том случае, когда некоторое множество объектов получило оценку определенным методом в силу наличия нужных данных, а для прочих объектов необходимых данных нет. Основным недостатком метода является игнорирование оценки перспектив развития бизнеса. Для реализации оценки используются коэффициенты (мультипликаторы), связывающие стоимость бизнеса с какими-либо показателями. Например, отраслевые коэффициенты могут оценивать стоимость в долях выручки. В методе рынка капитала цена акции соотносится с каким-либо финансовым показателем, например, выручкой, который называют финансовой базой. Весьма распространены мультипликаторы цена/прибыль и цена / денежный поток в силу постоянного наличия доступных данных.

Основным методом доходного подхода является метод дисконтирования денежных потоков. Он сводится к оценке будущих денежных потоков и определению их текущей стоимости за счет дисконтирования по некоторой заранее оцененной ставке доходности.

$$V = \sum_{i=1}^n \frac{CF_i}{(r+1)^i}, \quad (1)$$

где V — стоимость бизнеса, например, коммерческого банка, r — ставка дисконтирования, CF_i — денежный поток в i -й период времени.

Полученная оценка в наибольшей степени соответствует запросам инвесторов, заинтересованных в приобретении бизнеса для извлечения доходов. Для оценки ставки дисконта часто используют модель средневзвешенной стоимости капитала (WACC — Weighted Average Cost of Capital).

Другой метод данного подхода — метод капитализации доходов использует оценку текущей стоимости будущих доходов с помощью коэффициента капитализации.

$$V = \frac{I}{R}, \quad (2)$$

где V — стоимость, I — периодический доход, R — коэффициент капитализации. В качестве периодического дохода часто берется чистый операционный доход, расчет которого требует наличия труднодоступных данных.

1.1.2. Особенности использования некоторых методов оценки. Целесообразность использования того или иного подхода к оценке стоимости бизнеса зависит от целей, которые ставит перед собой оценщик. В работах [6, 7] отмечено, что затратный подход, например, метод чистых активов, имеет смысл использовать при оценке ликвидационной стоимости банка, поскольку в рамках этого подхода нет необходимости прогнозировать будущие денежные потоки. В работе [8] отмечена адекватность затратного подхода задачам оценки бизнеса при сделках слияния и поглощения. В данном исследовании затратный подход не используется, поскольку он не совсем соответствует решаемым задачам.

Более привлекательным для достижения поставленных целей является доходный подход. Как было отмечено выше, в рамках доходного подхода наиболее распространенным методом оценки стоимости бизнеса является метод дисконтирования денежных потоков. Поскольку он учитывает мнение рынка о перспективах развития бизнеса, полученную оценку стоимости удобно использовать в качестве сравнительной характеристики инвестиционной привлекательности организации. В то же время ему свойственен ряд недостатков. В работе [7] отмечена высокая чувствительность метода к оценке величины денежных потоков. Небольшие ее изменения могут привести к значительным отклонениям в оценке стоимости. Аналогичная точка зрения представлена в работе [9], авторы которой отмечают, что данный метод сложно использовать в период экономических турбулентностей. Альтернативный вариант оценки стоимости банка в рамках доходного подхода предложен в работе [10], автор которой рекомендует использовать метод повышенной рентабельности. Для его реализации не требуется прогнозирование денежных потоков. Метод предполагает определение текущей величины будущих сверхдоходов, возникающих при превышении рентабельности собственного капитала над стоимостью привлеченного капитала. Автор дополняет метод повышенной рентабельности моделью Дюпона, которая позволяет определить факторы, влияющие на стоимость бизнеса.

Что касается сравнительного подхода, то, очевидно, он может быть результативно использован в комбинации с методом дисконтирования денежных потоков. Для банков, чьи акции обра-

щаются на фондовой бирже, стоимость бизнеса рассчитывается с помощью дисконтирования денежных потоков. Преимуществом данной оценки будет ее рыночный характер. Для прочих банков оценка может быть получена методом мультипликаторов на основе стоимости банков-аналогов. В работе [7] данный метод представлен как наиболее перспективный. Основная проблема на этом пути состоит в нахождении банков-аналогов. Для российского финансового рынка, где очень небольшое количество банков прошло процедуру IPO, реализация представленной методологии, на первый взгляд, невозможна. Однако, в работе [1] предложен возможный подход к решению этой задачи. В случае недостатка компаний-аналогов автор рекомендует на имеющихся данных построить модель статистической взаимосвязи мультипликатора с набором факторов, по значениям которых выбираются компании-аналоги. Недостающие значения мультипликатора определяются на основе построенной модели. В данном исследовании используется именно это решение. Более того, в работе [1] предлагается от традиционного моноотраслевого подхода перейти к реализации сравнительного подхода и расширить само понятие «компания-аналог» на любые компании рынка, имеющие сходные значения ряда ключевых показателей — денежные потоки, потенциал роста и риск.

В работе [11] отмечено, что в общем случае сложно утверждать преимущество какого-либо одного метода оценки. В частности, если банк стабильно выплачивает дивиденды, то более предпочтительным, чем метод дисконтирования денежных потоков, является метод дисконтирования дивидендов. Однако подобная ситуация на рынке банковских услуг встречается относительно редко после финансового кризиса 2008 г.

1.2. Отбор факторов, влияющих на стоимость. Перейдем к обзору публикаций, посвященных анализу статистической взаимосвязи показателей внешней и внутренней экономической среды с оценкой стоимости банка. Поскольку некоторые из них подконтрольны менеджерам организации, то данные исследования полезны для организации финансового управления. Отметим также, что, хотя авторы проведенных исследований могут использовать разные методологии оценки стоимости банков, все они сохраняют отношение порядка для множества оцениваемых организаций.

Анализ результатов различных исследований демонстрирует, что среди показателей внутренней экономической среды в качестве объясняющих переменных чаще всего фигурируют балансовая стоимость собственного капитала, прибыль, рентабельность активов (ROA), а также рентабельность капитала (ROE). Некоторые результаты свидетельствуют о том, что соотношение операционных расходов к операционным доходам (C/I) имеет значимую отрицательную связь со стоимостью бизнеса, а чистая процентная маржа и непроцентный доход — значимую положительную связь.

В работе [12] отмечено, что оценка стоимости зависит от качества активов и эффективности управления рисками, поэтому может наблюдаться ее отрицательная связь с величиной резервов, ликвидностью и величиной собственного капитала. В ряде случаев наблюдается значимая связь с размером организации. Авторы работы [13] показали наличие значимой статистической взаимосвязи стоимости с отношением собственного капитала к совокупным активам. Однако, направление связи может быть разным и зависеть от экономической ситуации в стране.

Стоимость банков в работах [14–16] оценивалась с помощью мультипликатора «цена/балансовая стоимость». Результаты исследования показали, что значимую статистическую взаимосвязь с ценой имеют рентабельность активов (ROA), рентабельность капитала (ROE), отношение просроченной задолженности к общей сумме портфеля (NPL/L), отношение резервов к сумме кредитного портфеля (P/L), отношение процентных доходов к процентным расходам, чистый процентный доход к общему доходу, отношение расхода к прибыли (C/I), рейтинг EPSI.

2. Оценка стоимости банков Российской Федерации

2.1. Оценка стоимости банков методом дисконтирования денежных потоков. Для оценки стоимости банков, чьи акции торгуются на бирже, в данном исследовании использовался метод дисконтирования денежных потоков. Информационной базой для оценки текущих денежных

потоков послужили данные отчета о финансовых результатах кредитной организации (Форма № 102) по всем банкам, работавшим в период 2017–2021 гг. Прогноз денежных потоков осуществлялся на три года вперед с использованием среднего прироста каждого потока, рассчитанного по историческим данным [1, 5, 17]. Этот подход дает удовлетворительные результаты в краткосрочной перспективе для стабильно развивающихся банков.

Оценка стоимости акционерного капитала банков была получена методом CAPM. Несмотря на солидный возраст и ряд недостатков, как отмечено в работе [18], эта методология сохраняет свою популярность в среде профессиональных оценщиков по ряду объективных причин. В силу незрелости российского финансового рынка для получения оценки коэффициента бета было признано целесообразным использовать его среднеотраслевое значение, а не рассчитывать для каждого банка индивидуально [1]. Среднеотраслевое значение бета было получено с сайта А. Дамодарана². В качестве безрискового актива использовались десятилетние государственные облигации Российской Федерации.

Метод отраслевых бета хорошо известен в корпоративных финансах и рекомендован, например, в работе [19]. Автор отмечает, что бета коэффициент отдельной акции весьма нестабилен во времени и его величина не может служить надежной оценкой будущих рисков. В то же время бета коэффициент портфеля даже случайно отобранных акций значительно более устойчив. Кроме того, отраслевые бета отражают отраслевую реакцию на макроэкономические факторы и служат хорошим инструментом оценки систематических рисков, присущих конкретной компании. В указанной работе приводится возможный алгоритм использования отраслевых бета в конкретных расчетах.

2.2. Расчет стоимости банков методом мультипликаторов. Для банков, чьи акции не обращаются на фондовой бирже, оценка стоимости была получена с помощью мультипликатора «рыночная стоимость/балансовая стоимость» (P/B). Балансовая стоимость оценивалась на основе данных финансовой отчетности банков.

² URL: <https://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>.

Для получения значений мультипликатора использовались данные сайта сообщества трейдеров и инвесторов «Смартлаб»³ и математическое моделирование, описанное в обзоре литературы. С указанного сайта были получены значения требуемого мультипликатора для шестнадцати российских банков за период 2017–2021 гг. Стоимость этих банков рассчитывалась методом дисконтирования денежных потоков. На основе этих данных были получены оценки стоимости для прочих банков, действовавших в указанный период времени, двумя методами — традиционным методом мультипликаторов и с использованием моделирования, описанными в обзоре литературы.

2.2.1. Оценка стоимости банка традиционным методом мультипликаторов. В качестве мультипликатора было выбрано отношение рыночной стоимости к балансовой (P/B), о котором шла речь выше в обзоре литературы. Следуя традиционной методике метода мультипликаторов, для каждого оцениваемого банка следует подобрать аналог из числа тех, чьи акции торгуются на бирже. Сопоставимость банков определялась по значениям оценок [1] активов нетто, чистой прибыли, денежных потоков и ROE на основе открытой финансовой отчетности банков Центрального Банка Российской Федерации, представленной на его сайте.

Для группировки банков мы использовали кластерный анализ — метод k-средних [20]. Метод позволяет разделить множество сущностей на заданное число групп близких элементов в пространстве их признаков, используя метрику этого пространства. В данном случае расстояние Евклида. Значения всех признаков были масштабированы на интервал [0, 1]. Количество групп (кластеров) определялось эмпирически, исходя из условия, что каждый кластер должен содержать банки из числа указанных выше шестнадцати банков. Они будут рассматриваться как банки-аналоги для реализации метода мультипликаторов. В итоге было выделено шесть кластеров. Результаты представлены в таблице 1 с примерами банков-аналогов. Наиболее обширными являются кластер номер 1, объединивший небольшие банки, и кластер номер 6, в который вошли средние банки.

Таблица 1

Результаты кластеризации

Кластер	Банк-аналог	Количество банков в кластере
1	Возрождение	316
2	СберБанк	1
3	ВТБ	1
4	Альфа-Банк, Московский Кредитный Банк	6
5	Тинькофф Банк	22
6	Росбанк, Банк «Санкт-Петербург», Московский Областной Банк, Банк Уралсиб, Авангард, Приморье, Кузнецкий, Бест Эффорте Банк	116

В дальнейшем считалось, что представители одного кластера сопоставимы и значение мультипликатора для него вычислялось, как среднее от значений мультипликаторов, вошедших в него банков-аналогов.

2.2.2. Расчет значений мультипликаторов с помощью математического моделирования. В приведенном выше методе для оценки стоимости любого представителя одного кластера используется одно значение мультипликатора, что не позволяет учесть все его особенности, которые могут повлиять на инвестиционную привлекательность.

Качество оценки может быть повышено за счет использования модели статистической взаимосвязи между значениями мультипликатора и значениями ряда показателей, которые могут быть получены для всех оцениваемых банков. В качестве объясняющих переменных были выбраны: чистая прибыль, прирост прибыли, ROE, размер банка, которые позволяют охарактеризовать прибыльность и рентабельность банка, а также потенциал роста его бизнеса.

Была специфицирована сквозная модель линейной регрессии, оценка которой выполнялась по данным указанных выше шестнадцати банков (см. таблицу 2).

Таблица 2

Расчет значений мультипликатора с использованием сквозной модели линейной регрессии

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-уровень
ROE	0,08	0,01	7,609	1.29e-09
R-квадрат	0,56			
F (1,45)	57,9			
Критерий Акаике	162,1			
Критерий Шварца	163,9			

³ URL: https://smart-lab.ru/q/shares_fundamental2/?field=p_bv§or_id%5B%5D=1.

В итоговую модель вошла только переменная ROE, остальные показатели оказались незначимыми на 5%-м уровне значимости. Значение коэффициента детерминации оказалось большим 0,56. Таким образом, согласно работе [1], она пригодна для расчета значений мультипликатора. Данная модель имеет вид:

$$\widehat{P/B} = 0,084 \times ROE \quad (3)$$

Дальнейшая проверка показала отсутствие гетероскедастичности (критерий Уайта) и автокорреляции (статистика Дарбина – Уотсона). Это говорит о том, что полученные оценки коэффициентов линейной регрессии являются несмещенными и эффективными.

Построенная модель позволяет учесть индивидуальные особенности банков, однако при наличии убытков оценка значения мультипликатора может стать отрицательной. В итоге было принято решение использовать комбинацию двух способов реализации метода мультипликаторов. Метод, основанный на моделировании, используется как основной, но при получении отрицательных значений мультипликатора применяется классическая реализация.

3. Анализ влияния внешних и внутренних факторов на стоимость банка

Основной задачей данной части исследования является анализ наличия и направления статистической взаимосвязи построенной оценки стоимости банков с рядом показателей внешней и внутренней экономической среды. Для этого были взяты годовые данные (на конец года) по всем банкам России, функционировавшим с 2017 по 2021 г.

На основе результатов обзора литературы был отобран ряд факторов, которые могут иметь значимую статистическую взаимосвязь со стоимостью банков. Они отражают их состояние, а также состояние финансового сектора экономики. В их число вошли также такие качественные показатели, как размер банка и регион регистрации. Список факторов представлен в таблице 3. Как показал предварительный анализ, некоторые из них имеют большой разброс. Для того, чтобы

избежать возможных вычислительных проблем, указанные переменные были включены в модель с логарифмом. К ним относятся — оценка стоимости банка (зависимая переменная), отношение расходов на содержание персонала к общим операционным расходам (SE_C), отношение процентных доходов к процентным расходам (II_IE), активы нетто (ASNET), резервы на возможные потери (P). Отметим, что ряд факторов, характеризующих состояние банка, контролируется его менеджерами и может рассматриваться как потенциальные инструменты управления его стоимостью. В таблице указаны источники данных, в частности, база данных финансовой отчетности банков Факультета экономических наук Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» — БД НИУ ВШЭ.

Были выделены по количеству зарегистрированных банков следующие регионы регистрации: «Москва и Московская область» (1), «Санкт-Петербург и Ленинградская область» (2), «Татарстан» (3) и «Другие» (4). Размер банков был представлен в соответствии с данными источника тремя категориями: «Крупный», «Средний» и «Малый».

Для решения поставленной задачи была использована модель линейной регрессии для панельных данных [21]. Сопоставление результатов использования различных спецификаций: модели сквозной регрессии (pool regression), моделей регрессии с фиксированными эффектами (fixed effect regression) и со случайными эффектами (random effect regression) на основе стандартных критериев сравнения (Вальда, Бройша — Пагана и Хаусмана), а также критериев качества подгонки, позволило прийти к заключению, что для выбранного набора показателей наилучший результат дает модель сквозной регрессии. В силу наличия гетероскедастичности для нахождения оценок значений параметров линейной регрессии использовался взвешенный метод наименьших квадратов. В ходе оценивания из модели были последовательно исключены факторы, значимость которых была меньше 5%. После каждого исключения модель переоценивалась. Результаты оценивания итоговой модели представлены в таблице 4.

Факторы, потенциально связанные со стоимостью банка

Регрессор	Описание	Источник
SIZE	Размер банка	https://www.banki.ru/banks/ratings/
REGION	Регион регистрации банка	https://www.banki.ru/banks/ratings/
NET_INCOME	Чистая прибыль на конец года, млн руб.	https://www.banki.ru/banks/ratings
ROE	Рентабельность капитала, %	https://www.banki.ru/banks/ratings/
RISK_FREE_ASSETS_INCOME	Доходность безрисковых активов	https://ru.investing.com/rates-bonds/russia-10-year-bond-yield
MARKET_INCOME	Доходность рынка	https://www.moex.com
NIM	NIM (netinterestmargin) – чистая процентная маржа, млн руб.	= процентные доходы – процентные расходы БД НИУ ВШЭ, форма № 102
CI	CI (cost-to-income) – отношение операционных расходов к доходам	= операционные расходы / операционные доходы БД НИУ ВШЭ, форма № 102
NII	NII (net interest income) – чистый процентный доход, млн руб.	= процентные доходы, доходы от корректировок и от восстановления (уменьшения) резервов на возможные потери – процентные расходы, расходы от корректировок и расходы по формированию резервов на возможные потери БД НИУ ВШЭ, форма № 102
NFCI	NFCI (net fee and commission income) – чистый комиссионный доход, млн руб.	= комиссионные доходы – комиссионные расходы БД НИУ ВШЭ, форма № 102
SEC	SE/C – доля расходов на содержание персонала в общих операционных расходах	= расходы на содержание персонала / общие операционные расходы БД НИУ ВШЭ, форма № 102
NII	NII/I – доля чистого процентного дохода в общем доходе	= (процентные доходы, доходы от корректировок и от восстановления (уменьшения) резервов на возможные потери – процентные расходы, расходы от корректировок и расходы по формированию резервов на возможные потери) / (всего доходов – всего расходов) БД НИУ ВШЭ, форма № 102
III E	II/IE – отношение процентных доходов к процентным расходам	= процентные доходы / процентные расходы БД НИУ ВШЭ, форма № 102
CF	CF (cash flow) – денежные потоки, млн руб.	= прибыль после налогообложения с учетом изменений – убыток после налогообложения с учетом изменений БД НИУ ВШЭ, форма № 102
LA	L/A (loans to assets) – доля кредитов в активах	= кредитный портфель / активы нетто https://www.banki.ru/banks/ratings/
ASSETS	Активы нетто, млн руб.	https://www.banki.ru/banks/ratings/
NPLL	NPL/L – доля просроченной задолженности в кредитном портфеле	= просроченная задолженность / кредитный портфель
P	P – резервы на возможные потери, млн руб.	= уровень резервирования* кредитный портфель https://www.banki.ru/banks/ratings/
PL	P/L – уровень резервирования	уровень резервирования по кредитному портфелю https://www.banki.ru/banks/ratings/
H1	H1 – норматив достаточности собственных средств	https://www.banki.ru/banks/ratings/
H2	H2 – норматив мгновенной ликвидности	https://www.banki.ru/banks/ratings/
H3	H3 – норматив текущей ликвидности банка	https://www.banki.ru/banks/ratings/
EA	E/A – доля активов компании, обеспеченная за счет собственных средств	= (уставной капитал + добавочный капитал + резервный фонд + нераспределенная прибыль) / активы нетто БД НИУ ВШЭ, форма № 101 https://www.banki.ru/banks/ratings/
GDP	ВВП, млрд руб.	https://rosstat.gov.ru/folder/10705
OIL_PRICE	Цены на нефть	https://investfunds.ru/indexes/624/

Факторы, значимо влияющие на стоимость банка

	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-уровень
const	-3,14	0,06	-56,84	< 0,01
ROE	0,04	0,0009	41,59	< 0,01
PL	0,009	0,0008	10,36	< 0,01
EA	2,57	0,07	34,31	< 0,01
Region	-0,3	0,06	-5,113	< 0,01
ln (Assets)	1,003	0,005	203,6	< 0,01
NPLL	-0,6	0,08	-7,986	< 0,01
H1	-0,002	0,0005	-3,941	< 0,01
R-квадрат	0,87			
F (7,139)	18545			
Критерий Акаике	3937,371			
Критерий Шварца	3979,313			

Использование логарифма стоимости банка в качестве зависимой переменной приводит к следующей модели связи стоимости банка (Value) и объясняющих факторов $\{f_1, \dots, f_N\}$:

$$\widehat{Value} = e^{a_0} \prod_{k=1}^n e^{a_k f_k} \prod_{k=n+1}^N e^{a_k \ln(f_k)} = e^{a_0} \left\{ \prod_{k=1}^n e^{a_k f_k} \right\} \left\{ \prod_{k=n+1}^N (f_k)^{a_k} \right\} \quad (4)$$

с учетом того, что ряд факторов входит в модель с логарифмом. Отсюда следует, что величина предельного эффекта любого фактора зависит от значений всех остальных факторов и в итоге от оценки стоимости банка. При этом:

$$\frac{\partial \widehat{Value}}{\partial f_k} = \begin{cases} a_k \widehat{Value}, & k = \overline{1, \dots, n} \\ a_k \frac{\widehat{Value}}{f_k}, & k = \overline{n+1, \dots, N} \end{cases} \quad (5)$$

Таким образом, поскольку в данном случае все показатели в модели и оценка стоимости имеют неотрицательные значения, направление влияния фактора на стоимость определяется знаком его коэффициента линейной регрессии. В то же время сила влияния факторов на стоимость больше для более дорогих банков. Положительное влияние на оценку стоимости оказывают рентабельность капитала, уровень резервирования, величина чистых активов, а также доля активов, обеспеченная за счет собственных средств. Это вполне естественно, поскольку данные показатели характеризуют способность банка генерировать прибыли за счет собственных средств и его устойчивость к рискам. Отрицательное влияние

оказывает доля просроченной задолженности, которая свидетельствует о качестве менеджмента. Эти характеристики банка весьма важны для потенциального инвестора. Интересно, что норматив достаточности капитала банка также отрицательно влияет на оценку его стоимости. Серьезное увеличение этого показателя может свидетельствовать о низкой склонности к рискам менеджмента банка и неумении привлекать средства, что снижает инвестиционную привлекательность организации.

Заключение

Уникальность полученных в данном исследовании результатов заключается, прежде всего, в реализации полного цикла работ, связанных с построением системы управления стоимостью банка на российском рынке финансовых услуг. Как было отмечено выше, только гармоничное сочетание двух компонент решения данной задачи — построение системы оценивания стоимости бизнеса и выбора факторов, которые могут служить инструментами управления ее величиной, определяет его практическую ценность. Важна синхронизация решения указанных проблем, чтобы избежать получения оценки, недоступной для управления менеджментом банка. Одним из необходимых условий достижения указанного эффекта является использование единой информационной базы, что является одной из особенностей данной работы.

Существующие методы оценки стоимости банков были дополнены новым инструментом, объединяющим метод дисконтирования денежных потоков и метод мультипликаторов. Специфической особенностью данного метода, опреде-

ляющей его уникальность, является реализация метода мультипликаторов на основе двух технологий — традиционной, основанной на постоянных значениях мультипликатора для групп похожих банков, и альтернативной, опирающейся на моделирование значения мультипликатора. В рамках данного исследования подобрана спецификация соответствующей модели. Получаемая в итоге оценка более полно учитывает отличительные особенности оцениваемых банков и является неотрицательной, что вполне естественно с учетом экономического смысла рассчитываемой величины. Также следует отметить рекомендуемый метод группировки банков на основе метода кластерного анализа k -средних, хорошо проявивший себя для традиционного способа реализации метода мультипликаторов.

Разработанный метод оценки стоимости банков был дополнен выбором факторов, имеющих значимую статистическую взаимосвязь с рассчитанным показателем. Отметим, что прямое управление его величиной затруднительно в силу особенностей факторов, использованных для получения оценки. Полученный набор факторов был сформирован за счет отбора в процессе математического моделирования статистической взаимосвязи с полученной оценкой стоимости большого количества показателей, рекомендованных в известных публикациях. Следует указать на две особенности полученного результата. Во-первых, множество отобранных факторов не повторяет в точности ни один из известных по публикациям результатов. Это еще раз подтверждает уникальность системы управления стоимостью бизнеса, основанной на конкретном методе оценки ее величины. Во-вторых, все отобранные факторы, за исключением региона регистрации, относятся к характеристикам внутренней экономической среды организации и в той или иной степени подконтрольны менеджерам. Таким образом, изменяя значения этих показателей можно ожидать изменения оценки стоимости банка. Результаты моделирования позволяют также охарактеризовать направление связи факторов с оценкой стоимости, которое хорошо согласуется с экономическим смыслом решаемой задачи.

Итогом данного исследования является формирование подхода к управлению стоимостью банка, адекватного условиям, существующим на российском финансовом рынке. Полученные результаты адресованы как менеджерам банков, заинтересо-

ванным в повышении их инвестиционной привлекательности, так и потенциальным инвесторам, нуждающимся в экспресс-анализе потенциальных потребителей инвестиций. Определенный интерес эти результаты могут представлять для регулятора финансового рынка, заинтересованного в расширении ассортимента инструментов для анализа качества менеджмента банков.

Литература

1. **Дамодаран А.** Инвестиционная оценка. Инструменты и методы оценки любых активов / Пер. с англ. / 2-е изд. М.: Альпина Бизнес Бук, 2005. 1323 с.
2. **Есипов В.Е., Маховикова Г.А.** Оценка бизнеса: учебное пособие. 3-е изд. СПб: Питер, 2021. 512 с.
3. **Жигалова В.Н.** Оценка стоимости бизнеса: учебное пособие. Томск: Эль Контент, 2013. 216 с.
4. **Паламарчук В.П.** Оценка компании для обоснования стратегических решений: (монография). АНХ при Правительстве Российской Федерации. Высш. шк. финансов и менеджмента. 2-е изд., перераб. М.: Высш. шк. финансов и менеджмента АНХ, 2009. 286 с.
5. **Рутгайзер В.М.** Оценка стоимости бизнеса: Учебное пособие. М.: Маросейка, 2007. 448 с.
6. **Есипов А.В.** Подходы и методы оценки рыночной стоимости коммерческого банка // Журнал правовых и экономических исследований. 2015. №. 3. С. 93–96.
7. **Deev O.** Methods of Bank Valuation: A Critical Overview // Financial Assets and Investing. 2011. No. 3. P. 33–44.
8. **Бондаренко Т.Г., Исаева Е.А.** Оценка стоимости банка при осуществлении сделок слияния и поглощения // Вестник Тверского государственного университета. Серия: Экономика и управление. 2016. №. 1. С. 58–67.
9. **Зимин В.С., Тришин В.Н.** Прогнозирование и анализ точности метода дисконтированных денежных потоков. Ретроспективное обозрение ранее выполненных отчетов об оценке // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2006. №. 7. С. 27–35.
10. **Бондаренко М.Д.** Совершенствование метода повышенной рентабельности для оценки стоимости банка // Статистика и экономика. 2015. №. 2. С. 25–28.
11. **Leister F.** Valuation Methods for Banks: An Empirical Comparison of Intrinsic Valuation Methods for Banks. 2015.
12. **Bolibok P.** The Role of Accounting Variables in Valuation of Banks // Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. 2017. No. 479. P. 23–33.
13. **Dietrich A., Wanzenried G.** Determinants of Bank Profitability Before and During the Crisis: Evidence from Switzerland // Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. 2011. Vol. 21. No. 3. P. 307–327.
14. **Titko J., Kozlovskis K.** Development of Bank Value Model // The 15th World Multi-Conference on Systemics, Cybernetics and Informatics (WMSCI 2011): Proceedings. 2011. Vol. 1. P. 143–148.

15. **Titko J., Lace N.** Valuation Models for Latvian Banks // Proceedings from the 7th International Scientific Conference «Business and Management 2012».
16. **Titko J., Lace N., Kozlovskis K.** Service Quality in Banking: Developing and Testing Measurement Instrument with Latvian Sample Data // *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*. 2013. Vol. 61. No. 2. P. 507–515.
17. **Фишмен Д.** и др. Руководство по оценке стоимости бизнеса. М.: ИД «Квинто-Консалтинг», 2000. 370 с.
18. **Pereiro L.E.** Valuation of Companies in Emerging Markets: A Practical Approach. New York: Wiley, 2002. 507 p.
19. **Теплова Т.В.** Корпоративные финансы: учебник для бакалавров. М.: Издательство Юрайт, 2014. 655 с.
20. **Mirkin B.** Core Data Analysis: Summarization, Correlation, and Visualization. Cham: Springer International Publishing, 2019. 436 p.
21. **Baltagi B.H.** Econometric Analysis of Panel Data. Chichester: John Wiley & Sons, 2008. 4th ed. 366 p.

Информация об авторах

Поляков Константин Львович — канд. техн. наук, доцент, департамент прикладной экономики факультета экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». 109028, г. Москва, Покровский бульвар, д. 11, комн. S505. E-mail: polyakov.kl@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7617-0469>.

Полякова Марина Васильевна — канд. техн. наук, доцент, Школа финансов факультета экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». 109028, г. Москва, Покровский бульвар, д. 11, комн. S634. E-mail: mpolyakova@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0182-4875>.

Загонова Елизавета Алексеевна — бакалавр, старший специалист, Публичное акционерное общество «Сбербанк России». 117997, г. Москва, ул. Вавилова, д. 19. E-mail: eazagonova@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7130-3127>.

References

1. **Damodaran A.** *Investment Valuation. Tools and Techniques for Determining the Value of any Asset*. Third Edition. New York: Wiley; 2012. 992 p. (Russ.ed: Damodaran A. Investitsionnaya otsenka. Instrumenty i metody otsenki lyubyykh aktivov. 2-e izd. Moscow: Al'pina Biznes Buk; 2005. 1323 p.)
2. **Esipov V.E., Makhovikova G.A.** *Business Valuation*. Third Edition. Saint Petersburg: Piter Publishing House; 2021. 512 p. (In Russ.)
3. **Zhigalova V.N.** *Estimation of Business Value*. Tomsk: El Content; 2013. 216 p. (In Russ.)
4. **Palamarchuk V.P.** *Company Valuation to Inform Strategic Decisions*. Second Edition. Moscow: Higher School of Finance and Management, RANEPA; 2009. 286 p. (In Russ.)
5. **Rutgaizer V.M.** *Business Valuation*. Moscow: Maroseyka Publ.; 2007. 448 p. (In Russ.)
6. **Esipov A.V.** Approaches and Methods of Assessing Market Value of Commercial Bank. *Journal of Legal and Economic Studies*. 2015;(3):93–96. (In Russ.)
7. **Deev O.** Methods of Bank Valuation. A Critical Overview. *Financial Assets and Investing*. 2011;2(3):33–44.
8. **Bondarenko T.G., Isaeva E.A.** Banking Corporate Valuation During Mergers and Acquisitions. *Herald of Tver State University. Series: Economics and Management*. 2016;(1):58–67. (In Russ.)
9. **Zimin V.S., Trishin V.N.** Forecasting and Analysis of the Accuracy of the Discounted Cash Flow Method. Retrospective Review of Previously Completed Valuation Reports. *Property Relations in the Russian Federation*. 2006;(7):27–35. (In Russ.)
10. **Bondarenko M.D.** Improving the Excess Return Method for the Purpose of Bank Valuation. *Statistics and Economics*. 2015;(2):25–28. (In Russ.)
11. **Leister F.** *Valuation Methods for Banks: An Empirical Comparison of Intrinsic Valuation Methods for Banks*. 2015.
12. **Bolibok P.** The Role of Accounting Variables in Valuation of Banks. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*. 2017;(479):23–33.
13. **Dietrich A., Wanzenried G.** Determinants of Bank Profitability Before and During the Crisis: Evidence from Switzerland. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2011;21(3):307–327.
14. **Titko J., Kozlovskis K.** Development of Bank Value Model. In: *Proceedings of the 15th World Multi-Conference on Systemics, Cybernetics and Informatics (WMSCI 2011)*. 2011;1:143–148.
15. **Titko J., Lace N.** Valuation Models for Latvian Banks. In: *Proceedings of the 7th International Scientific Conference «Business and Management 2012»*.
16. **Titko J., Lace N., Kozlovskis K.** Service Quality in Banking: Developing and Testing Measurement Instrument with Latvian Sample Data. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*. 2013;61(2):507–515.
17. **Fishman Ja.E.** et al. Guide to Business Valuation. Practitioners Pub Co.; 1998. (Russ. ed.: Fishmen D. i dr. *Rukovodstvo po otsenke stoimosti biznesa*. Moscow: «Kvinto-Konsalting» Publishing House; 2000. 370 p.)
18. **Pereiro L.E.** *Valuation of Companies in Emerging Markets: a Practical Approach*. New York: Wiley; 2002. 507 p.
19. **Теплова Т.В.** *Corporate Finance: Textbook for Bachelors*. Moscow: Yurait Publishing House; 2014. 655 p. (In Russ.)

20. **Mirkin B.** *Core Data Analysis: Summarization, Correlation, and Visualization*. Cham: Springer International Publishing; 2019. 436 p.

21. **Baltagi B.H.** *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons; 2008. 4th Ed. 366 p.

About the authors

Konstantin L. Polyakov — Cand. Sci. (Tech.), Associate Professor, Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, HSE University. 11, Pokrovsky Boulevard, Room S505, Moscow, 109028, Russia. E-mail: polyakov.kl@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7617-0469>.

Marina V. Polyakova — Cand. Sci. (Tech.), Associate Professor, School of Finance, Faculty of Economic Sciences, HSE University. 11, Pokrovsky Boulevard, Room S634, Moscow, 109028, Russia. E-mail: mpolyakova@hse.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0182-4875>.

Elizaveta A. Zagonova — Bachelor, Senior Specialist, Public Joint-Stock Company Sberbank of Russia (PJSC Sberbank). 19, Vavilova St., Moscow, 117997, Russia. E-mail: eazonova@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7130-3127>.

Анализ потребительского спроса в России: двухэтапное построение аналитических индексов

Владимир Константинович Горбунов^{а)},
Александр Геннадьевич Львов^{б)}

^{а)} Ульяновский государственный университет, г. Ульяновск, Россия;

^{б)} ООО АК «ЭйрБриджКарго», г. Москва, Россия

В статье развиваются методы построения аналитических («экономических») индексов и направления их применения в анализе потребительского спроса в России на основе официальных статистических данных о потреблении товаров и услуг (468 наименований за период 2012–2017 гг.). «Экономическое» направление индексологии, основанное на использовании теории потребительского спроса, при построении индексов цен и измерении динамики потребления учитывает потребительские предпочтения, а не субъективные оценки статистиков или авторов различных индексных формул. Данное направление имеет длительную историю, восходящую к работе 1924 г. советского экономиста А.А. Конюса. Развитие этой концепции в трудах западных исследователей относится лишь к индивидуальному спросу или спросу домашних хозяйств ввиду отсутствия в неоклассической Economics теории рыночного спроса. В работах последних лет В.К. Горбунова обоснована холистическая (целостная) теория рыночного спроса и развиты методы вычисления аналитических индексов, причем с использованием неоднозначности восстановления функции полезности по конечному набору данных для вариантного определения индексов со следующими характеристиками: оптимистические, пессимистические и объективные.

Для сравнения традиционного и «экономического» направлений индексологии также построены индексы цен и количеств Ласпейреса, Пааше и Фишера. Индексы вычислены на основе как общих статистических данных о ценах и потреблении населения, так и данных в разрезе основных групп потребительских благ: продовольственные товары, непродовольственные товары и услуги. По групповым индексам построены общие (двухэтапные) индексы всех видов и проверено свойство совместности агрегирования. Полученные результаты являются новым примером успешной верификации холистической теории рыночного спроса.

Ключевые слова: рыночный спрос, индексные построения, индекс Фишера, аналитические индексы, индекс стоимости жизни Конюса, суперлативные индексы, неравенства Африата, вариативный метод.

JEL: C43, C61, C81, E31, E71.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-97-113>.

Для цитирования: Горбунов В.К., Львов А.Г. Анализ потребительского спроса в России: двухэтапное построение аналитических индексов. Вопросы статистики. 2022;29(4):97–113.

The Analysis of Consumer Demand in Russia: Two-Stage Construction of Analytical Indexes

Vladimir K. Gorbunov^{a)},
Alexander G. Lvov^{b)}

^{a)} Ulyanovsk State University, Ulyanovsk, Russia;

^{b)} AirBridgeCargo Airlines LLC, Moscow, Russia

The article develops methods for constructing analytical («economic») indices, and their application in the analysis of consumer demand in Russia based on official statistics on the consumption of goods and services (468 items for the period 2012–2017). The «economic» direction of indexology, which is based on the use of consumer demand theory, when constructing prices indices and measuring consumption dynamics, takes into account consumer preferences instead of the subjective biases of statisticians or authors of various index formulas. This direction has a long history, dating back to the 1924 work of the Soviet economist A.A. Konüs. The development of this concept in the works of Western researchers refers only to individual or household demand due to the absence of market demand theory in neoclassical Economics. Such a holistic theory of market demand was developed in recent years in the works of V.K. Gorbunov, and on this basis were developed methods for constructing analytical indices, using the ambiguity of restoring the utility function from a finite set of data for the variant determination of indices with characteristics, namely optimistic, pessimistic, and objective.

To compare the traditional and «economic» directions of indexology, the authors constructed Laspeyres, Paasche and Fischer price and quantity indices. The indices were calculated both for the summary statistics of prices and consumption of the population, and for the main

groups of consumer goods: food products, non-food products and services. General (two-stage) indices of all types were constructed for group indices and the consistency in aggregation property was tested. The obtained results are a new example of a successful verification of the holistic market demand theory.

Keywords: market demand, index constructions, Fisher index, analytical indices, Konüs Cost of Living Index, superlative indices, Afriat inequalities, variative method.

JEL: C43, C61, C81, E31, E71.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2022-29-4-97-113>.

For citation: Gorbunov V.K., Lvov A.G. The Analysis of Consumer Demand in Russia: Two-Stage Construction of Analytical Indices. *Voprosy Statistiki*. 2022;29(4):97–113. (In Russ.)

Введение

Статья посвящена дальнейшему развитию и применению методов построения аналитических индексов потребительского рыночного (совокупного) спроса, разработанных нами в [1 и 2], для анализа торговой статистики России, охватывающей широкую номенклатуру товаров и услуг.

Индексы спроса для некоторой группы товаров и услуг конечного потребления (далее — потребительские блага или просто блага) — это обобщенные скалярные (агрегированные) показатели изменения (роста или снижения) цен и количеств потребления элементарных благ рассматриваемой группы [3, п. 7.1]. В статистической практике различных стран используются, как правило, *формульные индексы*, вычисляемые по различным формулам с аргументами — статистическими данными о ценах и количествах потребления элементарных благ в периодах сравнения [4 и 5]. Существует множество индексных формул, дающих разные оценки основных показателей экономической динамики (см. [4, гл. 19]).

Аналитические индексы спроса более известны как *экономические индексы* [4–9], или *индексы Конюса* (по имени пионера «экономического» направления индексологии — советского экономиста-математика А.А. Конюса [10]). Этот подход, основанный на верифицированной теории рыночного спроса, важен как объективная альтернатива субъективному *формульному подходу*, не имеющему полноценной научной теории. Аналитические индексы отражают потребительские предпочтения населения, а не субъективные оценки статистиков и авторов различных индексных формул.

Регулярный анализ потребительского спроса, проводимый статистическими службами большинства стран, обычно сводится к вычислению некоторого *индекса потребительских цен* (ИПЦ), имеющего большое значение для любой экономической деятельности, особенно финансовой. Не отрицая важности этого показателя экономической динамики, отметим еще большую значимость *индекса количеств потребления*, характеризующего изменение уровня потребления населения страны и ее регионов, на что, в частности, обращали внимание в 1974 г. П. Самуэльсон и С. Свами [6]. Также важен углубленный ретроспективный анализ потребительского спроса, основанный на широкой номенклатуре благ, выделении в ней содержательных групп и построении групповых индексов цен и количеств различного уровня агрегирования. Этому вопросу уделяется большое внимание, в частности в международном Руководстве [4, гл. 9] (для индекса цен); в нашей статье предлагается изучать рыночный спрос на основе построения аналитических индексов цен и количеств потребления.

В упомянутой выше и другой литературе зарубежных авторов аналитические индексы определяются в рамках неоклассической теории индивидуального потребительского спроса [11, Chs. 2, 3], основанной У. Джевонсом и Л. Вальрасом (независимо) в 1870-х годах на принципе максимизации «полезности»¹ покупаемого набора благ при бюджетных ограничениях и формально развитой в 20-м веке в рамках методологического индивидуализма, согласно которому все общественные (коллективные) явления должны рассматриваться как сумма действий независимых и рациональных индивидов [11, Ch. 4].

¹ В 20-м веке неизмеримая *кардинальная полезность* заменена на *потребительские предпочтения*, представляемые *порядковой функцией полезности*, обладающей теми же математическими свойствами, что и классическая функция полезности; но новая целевая функция в литературе обычно называется по-старому — функцией полезности.

Основатели теории и их последователи понимали, что научный и практический интерес имеет рыночный спрос, но до середины 20-го века считалось, что теория рыночного спроса будет подобной теории индивидуального спроса, и Конюс определил *истинный индекс стоимости жизни* (ИСЖ) как индекс цен постоянной полезности² для среднего потребителя, по современной терминологии — *репрезентативного потребителя*. Вычисление ИСЖ требовало решения задачи аналитического представления потребительских предпочтений, то есть *порядковой функции полезности* (далее — функции полезности), по торговой статистике цен и количеств продаж на некотором периоде наблюдений, что в то время было проблемной математической задачей.

В 1950-х годах выяснилось, что на основе индивидуалистической теории максимизации функции полезности в рамках методологического индивидуализма, предписывающего рассматривать коллективные процессы только как сумму действий независимых и рациональных индивидов, невозможно построить аналогичную теорию агрегированного рыночного спроса, которая адекватна реальности и представляет практический интерес [11, Ch. 4; 3, п. 1.4]. Несовместность теорий индивидуального и коллективного рыночного спроса, построенных на основе одинакового принципа рациональности³, в неоклассической Economics бездоказательно разрешена в пользу теории индивидуального спроса. Соответственно, экономические индексы в [4, гл. 17] относятся к домашним хозяйствам, а в [6–9] и других работах зарубежных авторов — к потребителям-индивидам. Для рыночного спроса экономические индексы считаются «ненаблюдаемыми» [4, п. 17.2, с. 401]. При этом во многих западных странах (Нидерландах, США, Швеции и др.) статистические службы придают большое значение экономической концепции ИСЖ (Cost-of-Living Index — COLI) Конюса как концептуальной основе определения ИПЦ [9], но ряд стран и международных организаций (Австралия, Великобритания, Международная организация труда) отвергают или игнорируют эту концепцию.

Наиболее известный специалист по экономическим (в широком смысле) индексам У. Диверт (автор теоретических глав Руководства [4]), рассматривая проблему выбора индексных формул, разработал теорию *точных* и *суперлативных* (*exact and superlative*) индексов, не отказываясь от индивидуалистической методологии Economics [7 и 8]. *Точными* названы индексы цен, которые совпадают с ИСЖ (COLI) потребителя, чьи предпочтения предполагаются однородными, представляемыми некоторой однородной функцией полезности (*агрегаторной функцией* / *aggregator function*)⁴, и *суперлативными*⁵ названы индексы, точные для гибкой агрегаторной функции, которая обеспечивает аппроксимацию второго порядка произвольной дважды дифференцируемой линейно-однородной функции. Установлено [7, р. 133–134; 4, пп. 17.27–17.32], что лучший из формульных индексов — *идеальный индекс Фишера* — относится к суперлативным. Суперлативными также являются индексы Уолша и Торнквиста.

Диверт, признавая важность экономической концепции Конюса, предлагает формульные суперлативные индексы цен как условную аппроксимацию ИСЖ в предположении однородности коллективных предпочтений, представляемых *однородной* функцией полезности, игнорируя, но не отрицая положение современной Economics о нелегитимности (в общем случае) предположения неоклассической рациональности рыночного спроса. При этом концепция суперлативных индексов принята в основном на настоящее время методологическом Руководстве по ИПЦ [4, п. 1.13] как *метод аппроксимации ИСЖ Конюса*.

В последние годы интерес к суперлативным (гиперболическим) индексам проявляется и в России [13], хотя эффективный метод построения самих аналитических индексов рыночного спроса, а не их аппроксимации, изложен в книге В.К. Горбунова [3] и развит в статьях [1 и 2]. В указанной книге неоклассическая теория индивидуального спроса пересмотрена в рамках общенаучной методологии как *холистическая* (целостная) *теория рыночного спроса* с содержательно обоснованной заменой нереальных объектов —

² Понятие ИСЖ было введено до указанной работы Конюса без привлечения теории спроса.

³ Этим, в частности, скомпрометировано понятие «репрезентативный потребитель» [11, Sec. 4D].

⁴ Aggregator function в теории Диверта объединяет понятия линейно-однородных вогнутых функций полезности и производственных функций. Общий класс таких функций представлен в [12].

⁵ В русскоязычной терминологии «суперлативные» (превосходные) индексы неудачно названы «гиперболическими» [4, пп. 1.97, 17.4; 13].

независимых и рациональных индивидов — на *статистический ансамбль потребителей* исследуемого рынка, представляемый торговой статистикой цен и количеств [3, п. 1.1]. Предложен метод верификации теории рыночного спроса с одновременным вычислением аналитических индексов. Этот метод построен в рамках непараметрического анализа спроса, изложенного в статьях С. Аффриата [14] и Х. Вэриана [15 и 16], с целью выяснения вопроса, является ли статистика цен и количеств потребления (индивида) *рационализируемой* в классе *ненасыщаемых функций полезности*⁶. Охват столь широкого класса функций полезности — существенное преимущество непараметрического анализа перед классическим параметрическим методом наименьших квадратов.

В [3] метод Аффриата — Вэриана развит для учета приближенности статистических данных и множественности решений систем *неравенств Аффриата*, определяющих значения рационализирующей функции полезности на статистическом спросе. В случае однородных предпочтений этого достаточно для построения частного случая индексов Конюса — инвариантных индексов [6]. В [1 и 2] метод получил развитие с целью построения инвариантных и общих индексов Конюса с характеристиками «оптимизм», «пессимизм», «объективность». В этих и других наших работах исследовались продовольственные сегменты российского и региональных рынков. Возможность построения аналитических индексов подтвердила адекватность холистической теории рыночного спроса для данных сегментов экономики. Эта теория и методы ее верификации представлены для англоязычных читателей в [17 и 18].

В предлагаемой статье приведены успешные результаты детального исследования потребления населения России за период 2012–2017 гг. по данным статистики, охватывающей широкую номенклатуру потребительских благ. При этом индексы цен и количеств потребления построены для аналитических индексов и индексов Ласпейреса, Пааше и Фишера как за один, так и за два этапа с вычислением на первом этапе индексов для укрупненных групп: *продовольственные товары, непродовольственные товары, услуги*. Совпадение прямых и двухэтапных индексов яв-

ляется желаемой характеристикой процедуры агрегирования — *согласованности агрегирования* (consistency in aggregation) [4, гл. 9; 8].

В первом разделе представлены используемые в расчетах формульные и аналитические индексы и их основные свойства. Во втором разделе изложены схема метода построения аналитических индексов и новая постановка задачи об объективных индексах; в третьем — схема вычисления групповых индексов и двухэтапного вычисления общих индексов. В четвертом разделе приведены результаты построения формульных и аналитических индексов.

1. Основные формульные и аналитические индексы

Рынок n благ представляется статистическими данными о ценах $p^t \in E_+^{n*}$ и количествах продаж $x^t \in E_+^n$ (сопряженное пространство) за отчетные периоды t :

$$\{p^t, x^t : t = \overline{0, T}\}. \quad (1)$$

Эти данные определяют расходы $e_t = \langle p^t, x^t \rangle$. Для упрощения формул используются условные *перекрестные стоимости* $e_{ts} = \langle p^t, x^s \rangle$.

Напомним основные понятия и формулы, используемые далее при анализе рыночного спроса по данным торговой статистики (1).

1.1. Индексы Ласпейреса, Пааше и Фишера.

В теории и практике особое значение придается индексам Е. Ласпейреса и М. Пааше, имеющим простую экономическую интерпретацию как отношения перекрестных e_{ts} и реализованных e_t расходов потребителей [4, пп. 1.16–1.25]:

$$P_{st}^L = \frac{e_{ts}}{e_s}, \quad Q_{st}^L = \frac{e_{st}}{e_s}; \quad P_{st}^P = \frac{e_t}{e_{st}}, \quad Q_{st}^P = \frac{e_t}{e_{ts}}. \quad (2)$$

Как видно из формул (2), в системе Ласпейреса предпочтение при определении обоих индексов (цен и количеств) для выбора одинакового набора сопряженных показателей (количеств и цен) отдается базовому периоду s , а в системе Пааше —

⁶ Статистика цен и количеств потребления называется *рационализируемой* в некотором классе функций полезности, если функции спроса, порождаемые задачей максимизации данной функции полезности при расходных ограничениях, определяемых ценами и общими расходами потребителей, достаточно точно аппроксимирует данные статистики. Функция полезности $u(x)$ называется *ненасыщаемой*, если в любой окрестности точки $x \in E_+^n$ существует такая точка $x' \geq 0$, что $u(x') > u(x)$.

текущему t . Соответственно, индексы Ласпейреса можно характеризовать как *консервативные*, а индексы Пааше — *прогрессивные*. Индекс цен Ласпейреса P_{st}^L используется на практике чаще, так как он не требует информации о количествах потребления благ в текущем периоде x' , которая необходима для индексов Пааше. Текущие рыночные показатели количеств x' статистическим службам определять труднее, чем цены p' .

Для индексов цен и количеств Пааше и Ласпейреса, как правило, наблюдается эффект Гершенкрона: $P_{st}^P \leq P_{st}^L$, $Q_{st}^P \leq Q_{st}^L$. Согласованные пары индексов цен и количеств — пары Пааше и пары Ласпейреса — не удовлетворяют важнейшему критерию произведения (произведение некоторой пары индексов цен P_{st}^X и количеств Q_{st}^X равно отношению соответствующих стоимостей: $P_{st}^X Q_{st}^X = e_t/e_s$) и тесту — критерию Фишера K11 — *обратимости во времени* [4, п. 16.44]). Пара индексов (P_{st}^L, P_{st}^P) используется в индексологии в качестве границ для *правильных индексов*. Ввиду возможности нарушения упорядоченности Гершенкрона⁷ этой пары соответствующий критерий граничных значений K16 [4, п. 16.49] следует представлять для индекса цен P_{st}^X в виде неравенств $\min\{P_{st}^L, P_{st}^P\} \leq P_{st}^X \leq \max\{P_{st}^L, P_{st}^P\}$. Если соответствующий индекс количеств Q_{st}^X согласован с P_{st}^X по критерию произведения, то для него выполняется аналогичный критерий. Отметим, что перекрестные пары индексов Ласпейреса и Пааше (P_{st}^L, Q_{st}^P) и (P_{st}^P, Q_{st}^L) согласованы по критерию произведения: $P_{st}^L Q_{st}^P = P_{st}^P Q_{st}^L = e_t/e_s$.

Возможность построения обеих пар индексов Ласпейреса и Пааше (P_{st}^L, P_{st}^P) и (Q_{st}^L, Q_{st}^P) по информации о ценах и количествах базового и текущего периодов позволяет использовать усреднения этих индексов, и наиболее продуктивными усреднениями оказались среднегеометрические от индексов (2) — индексы Фишера:

$$P_{st}^F \triangleq \sqrt{P_{st}^L P_{st}^P} = \sqrt{\frac{e_{ts} e_t}{e_s e_{st}}}, \quad Q_{st}^F \triangleq \sqrt{Q_{st}^L Q_{st}^P} = \sqrt{\frac{e_{st} e_t}{e_s e_{ts}}}. \quad (3)$$

Индексы Фишера (3) являются лучшей парой из всех предложенных индексов спроса относительно системы двадцати тестов — критериев Фишера, а также они удовлетворяют критерию произведения [4, гл. 15, 16]. Кроме того, они усредняют субъективизм определений индексов

Ласпейреса и Пааше относительно выбора базового или текущего периода в качестве ситуации сравнения и являются суперлативными, то есть хорошо аппроксимируют аналитические индексы, если потребительские предпочтения однородны. Отметим также, что через индексы цен Фишера определяется индекс Элтете — Кёвеша — Шульца, используемый в международных сопоставлениях показателя ВВП и паритетов покупательной способности валют [19, п. 13.6.2, с. 240–241].

Таким образом, индексы Фишера в содержательном отношении также являются наиболее естественными, и если системы Ласпейреса и Пааше можно определить как консервативные и прогрессивные соответственно, то усредняющие индексы Фишера (3) могут считаться *нейтральными*. Таким образом, с высказываниями отдельных специалистов относительно трудности обоснования смысла ИПЦ Фишера и фактически дискредитации его преимуществ перед остальными формульными индексами трудно согласиться. Однако не существует общепринятой системы сравнения индексов, и некоторые авторы в качестве аппроксимации ИСЖ Конюса предпочитают индексу Фишера также суперлативный индекс Торнквиста [13].

1.2. Аналитические индексы. Экономические индексы спроса введены в [6] в рамках теории индивидуального потребительского спроса [11], и в [3] они определены аналогично, но как аналитические индексы рыночного спроса, теория которого основана на модели максимизации коллективной функции полезности $u(x)$, представляющей потребительские предпочтения населения, при расходном условии $\langle p, x \rangle = e$, $x \in E_+^n$, где p — цены и $e = \langle p, x \rangle$ — совокупные потребительские расходы. В теории и методах построения экономических индексов используется множитель Лагранжа $\lambda(p, e)$ задачи максимизации $u(x)$ при условии $\langle p, x \rangle = e$.

Введем функцию *потребительских расходов*

$$e(p, w) = \min\{\langle p, x \rangle : u(x) \geq w, x \geq 0\}, \quad (4)$$

где $w = u(x')$, x' — референтный набор.

Аналитическими индексами цен и количеств потребления, представляющими обобщенную динамику этих показателей между базовым пери-

⁷ Нарушения неравенств Гершенкрона наблюдаются для парадоксального спроса Гиффена. См. [3, с. 182–183] для российской статистики 1990–1995 гг. и [18, р. 30] — академический пример.

одом s и текущим t , называются, соответственно, отношения

$$P(p^t, p^s; x) = \frac{e(p^t, u(x))}{e(p^s, u(x))},$$

$$Q(x^t, x^s; p) = \frac{e(p, u(x^t))}{e(p, u(x^s))}, \quad (5)$$

где векторы количеств x и цен p представляют *ситуации сравнения*.

Для практического применения в качестве ситуаций сравнений используются статистические значения цен и количеств, базовые или текущие. В первом случае получаются индексы Конюса – Ласпейреса $P_{st}^{KL} \triangleq P(p^t, p^s; x^s)$, $Q_{st}^{KL} \triangleq Q(x^t, x^s; p^s)$, во втором – Конюса – Пааше $P_{st}^{KP} \triangleq P(p^t, p^s; x^t)$, $Q_{st}^{KP} \triangleq Q(x^t, x^s; p^t)$. Индекс цен P_{st}^{KL} является ИСЖ Конюса.

Как и в случае индексов Ласпейреса и Пааше, вопрос о том, как лучше/правильнее отражать динамику потребления, используя индексы Конюса – Ласпейреса или Конюса – Пааше, не имеет объективного решения, поэтому по аналогии с индексами Фишера (3) определяются среднегеометрические значения индексов Конюса – Фишера (КФ): $P_{st}^{KF} \triangleq (P_{st}^{KL} P_{st}^{KP})^{1/2}$, $Q_{st}^{KF} \triangleq (Q_{st}^{KL} Q_{st}^{KP})^{1/2}$. С учетом равенства $e(p^s, u(x^s)) = e_s$ и обозначения $u_t = u(x^t)$

$$P_{st}^{KF} = \sqrt{\frac{e(p^t, u_s) e_t}{e_s e(p^s, u_t)}}, \quad Q_{st}^{KF} = \sqrt{\frac{e(p^s, u_t) e_t}{e_s e(p^t, u_s)}}. \quad (6)$$

Очевидно, что они удовлетворяют критерию произведения: $P_{st}^{KF} Q_{st}^{KF} = e_t / e_s$.

Индекс цен Конюса – Фишера P_{st}^{KF} можно считать уточнением оригинального ИСЖ Конюса P_{st}^{KL} , снимающим субъективизм выбора в концептуальных определениях (5) ситуаций сравнения.

1.3. Инвариантные индексы. В случае однородных предпочтений [6; 3, п. 5.6, п. 6.1.4] функция спроса и множитель Лагранжа принимают форму $x(p, e) = \hat{x}(p) e$, где $\hat{x}(p) = x(p, 1)$ – удельный спрос, $\lambda(p, e) = \lambda(p) = u(\hat{x}(p))$, и функция расходов имеет представление $e(p, u(x)) = u(x) / \lambda(p)$, $p > 0$, $x > 0$. При этом для чисел Африата $\{u_t, \lambda_t\}$ выполняется тождество

$$u_t = \lambda_t e_t, \quad (7)$$

и формулы (5) упрощаются:

$$P_{st} \triangleq P(p^t, p^s; x) = \frac{\lambda_s}{\lambda_t},$$

$$Q_{st} \triangleq Q(x^t, x^s; p) = \frac{u_t}{u_s} = \frac{\lambda_t e_t}{\lambda_s e_s}. \quad (8)$$

В силу независимости индексов (8) от ситуаций сравнения они называются *инвариантными*. Известно, что эти индексы удовлетворяют всем упомянутым критериям Фишера, а также критериям произведения и транзитивности⁸. Они ограничены индексами Пааше и Ласпейреса упорядоченно: $Q_{0t}^P \leq Q_{0t} \leq Q_{0t}^L$, $P_{0t}^P \leq P_{0t} \leq P_{0t}^L$. Из этих неравенств следует, что эффект Гершенкрона для однородных предпочтений выполняется всегда. Инвариантный индекс цен P_{st} является индексом цен Конюса – Ласпейреса P_{st}^{KL} .

Гипотеза однородности предпочтений – сильное упрощение реальности, но она часто не отвергается при обработке агрегированных приближенных данных. В общем случае простота индексов (8) стимулирует их построение как первого приближения индексов КФ (6).

2. Вариативный метод построения аналитических индексов

Для построения аналитических индексов, определяемых функцией расходов (4), необходимо конструировать коллективную функцию полезности, представляющую систему предпочтений статистического ансамбля потребителей и порождающую рыночный спрос, аппроксимирующий статистику (1). Эта задача относится к задачам аппроксимации функций определенного класса по конечному набору их приближенных значений, и такие задачи обычно являются некорректно поставленными. Под регуляризацией некорректной задачи понимается переход к близкой корректной задаче, то есть задаче с единственным решением, непрерывно зависящим от уровня погрешностей данных, и при стремлении этого уровня к нулю решение регуляризованной задачи сходится к решению исходной задачи с точными данными.

Для регуляризации некорректных задач требуется некоторая дополнительная информация

⁸ Критерию транзитивности формульные индексы, явно зависящие от цен и количеств, не удовлетворяют.

⁹ Вычислительная задача называется *корректно поставленной*, если она имеет единственное решение, непрерывно зависящее от исходных данных [20].

относительно искомого решения и, если есть, информация о погрешностях исходных данных¹⁰. Для основного варианта построения функции полезности [1 и 2], называемого *объективным*, в качестве такой информации используются индексы Фишера (3) как ориентир для аналитических индексов, определяемых искомой функцией.

2.1. Неравенства и функция Африата. Непараметрический анализ индивидуального спроса Африата – Вэриана [14–16], отвечающий на вопрос: «Является ли статистика цен и количеств потребления рационализируемой в классе ненасыщаемых функций полезности?» – разработан для индивидуального спроса, но его, очевидно, можно относить к рыночной статистике (1) и коллективной функции полезности $u(x)$. Здесь рационализируемость означает выполнение равенств

$$u_t \equiv u(x^t) = \max \{ u(x) : \langle p^t, x \rangle \leq e_t, x \geq 0 \}, t = \overline{0, T}. \quad (9)$$

Применение непараметрического анализа для выяснения рационализируемости статистики (1) является *методом верификации теории рыночного спроса*, выводимой из задачи максимизации коллективной функции полезности $u(x)$ (9).

По теореме Африата – Вэриана [15, р. 946] одним из четырех критериев существования такой функции полезности является *положительная разрешимость* системы общих неравенств Африата:

$$u_s - u_t - \lambda_t a_{ts} \leq 0, \quad s, t = \overline{0, T} \wedge s \neq t, \quad (10)$$

где $a_{ts} = \langle p^t, x^s - x^t \rangle = e_{ts} - e_t$, и если $\{u_t > 0, \lambda_t > 0\}$ – решение системы (10), то кусочно-линейная вогнутая *функция Африата*

$$\bar{u}(x) = \min_{\tau} \{ u_{\tau} + \lambda_{\tau} \langle p^{\tau}, x - x^{\tau} \rangle \} \quad (11)$$

рационализирует данные (1).

Для приложений и решения проблемы верификации теории спроса этот анализ развит в [1–3] для учета неизбежных неточностей статистики (1). Приведенный критерий является наиболее операбельным, легко обобщаемым для учета неточностей статистики, и функция Африата (11) позволяет вычислять значения функции расходов (4),

определяющей индексы КФ (6), решая задачу линейного программирования (ЛП) – минимизировать функцию $\langle p, x \rangle$ по x при условиях:

$$\langle p^0, x \rangle \geq w, \lambda_{\tau} \langle p^{\tau}, x \rangle \geq w - u_{\tau} + \lambda_{\tau} e_{\tau}, \tau = \overline{1, T}, x \geq 0. \quad (12)$$

Таким образом, задача (4) уточняется как

$$e(p, w) = \min \{ \langle p, x \rangle : (12) \}, \quad (13)$$

и построение индексов КФ (6) сводится к определению значений $e(p^t, u_s)$ и $e(p^s, u_t)$.

В случае однородных предпочтений равенства (7) приводят систему общих неравенств Африата (10) к эквивалентным λ -системе и u -системе:

$$\lambda_s e_s \leq \lambda_t e_{ts}; \quad u_s e_t \leq u_t e_{ts}; \quad s, t = \overline{0, T} \wedge s \neq t. \quad (14)$$

Функция Африата (11) принимает вид:

$$\bar{u}(x) = \min_{\tau} \{ \lambda_{\tau} \langle p^{\tau}, x \rangle \}.$$

Эта вогнутая функция линейно однородная. Для вычисления инвариантных индексов (8) она не используется, так как эти индексы определяются λ -числами непосредственно.

2.2. Регуляризация неравенств Африата. Совместные системы линейных неравенств имеют, как правило, многогранные множества решений, но малые изменения их коэффициентов могут приводить к утрате совместности системы и неустойчивости решений. Это значит, что задачи решения неравенств (10) и (14) с приближенными данными являются некорректно поставленными. Постановка корректных задач положительного решения этих систем основана на следующих приемах: введение на числа Африата условий

$$\lambda_0 = 1, u_0 = e_0; \quad (15)$$

введение в правые части неравенств аддитивного малого параметра релаксации r , гарантирующего совместность неравенств и устойчивость множеств их решений; нормировка коэффициентов неравенств; введение критериев отбора чисел $\{u_r, \lambda_r\}$ в соответствии с желаемыми характеристиками индексов (6).

После подстановки условий (15) в неравенства (10), введения параметра релаксации r с нор-

¹⁰ В экономической статистике информация о погрешностях, как правило, отсутствует. В [21] проблема неточности обсуждается как искажение «чистого индекса цен» (очищенного от влияния изменения в качестве продуктов) в результате эффекта замещения на периоде формирования данных.

мировочными коэффициентами получаем *общую редуцированную релаксированную нормированную систему Аффриата*, определяющую переменные $\{u_t, \lambda_t : t = \overline{1, T}\}$:

$$\begin{cases} -u_t - \lambda_t a_{t0} \leq -e_0 + r e_t, & u_s \leq e_{0s} + r e_s, \\ u_s - u_t - \lambda_t a_{ts} \leq r \sqrt{e_s e_t}, & s, t = \overline{1, T} \wedge s \neq t. \end{cases} \quad (16)$$

В предположении однородности предпочтений выполняются равенства (7), при которых система (16) упрощается до *однородной редуцированной нормированной релаксированной λ -системы Аффриата*:

$$\begin{aligned} -\lambda_t e_{t0} &\leq -e_0 + e_t r, & \lambda_s e_s &\leq e_{0s} + r e_s, \\ \lambda_s e_s - \lambda_t e_{ts} &\leq r \sqrt{e_s e_t}, & s, t &= \overline{1, T} \wedge s \neq t. \end{aligned} \quad (17)$$

При достаточно больших значениях r системы (16) и (17) совместны в области положительных чисел Аффриата и множества их решений выпуклые (многогранные), причем множество совместной системы (17) ограниченное. Параметр релаксации r выбирается так, чтобы он был малым, но обеспечивал совместность и устойчивость соответствующего множества решений¹¹. Из этого множества можно выбирать различные решения с учетом их свойств, важных для анализа социально-экономической динамики. Методы [1 и 2] обеспечивают выбор чисел Аффриата, которые определяют *оптимистические, пессимистические и объективные* наборы аналитических индексов – инвариантных (8) и Конюса – Фишера (6). Для этого ставятся и решаются задачи выбора решений систем (16) и (17) с названными содержательными свойствами соответствующих индексов.

2.3. Задачи для однородной системы. Согласно схеме [1 и 2], построение аналитических индексов следует начинать, выдвигая упрощающую гипотезу однородности потребительских предпочтений, или же существования линейно однородной функции полезности, рационализирующей статистику (1). Проверка этой гипотезы заключается в определении наименьшей величины параметра релаксации r более простой λ -системы (17). Для этого следует решить задачу *минимальной релаксации*, обеспечивающей ее совместность в пространстве переменных $\{\lambda_1, \dots, \lambda_T, r\}$:

$$r_\lambda = \arg \min \{r: (17), \lambda \geq 0\}. \quad (18)$$

Если $r_\lambda < 0$, то система (17) регулярна при $r = 0$. При $r = r_\lambda \geq 0$ система (17) не будет устойчивой. Для обеспечения ее устойчивости выбирается малый параметр сверхрелаксации $\rho > 0$, умеренно возмущающий конечный результат анализа спроса, и в (16) закрепляется значение $r = r_\lambda^\rho = \max\{r_\lambda + \rho, 0\}$.

Содержательные решения $(\lambda_1, \dots, \lambda_T)$ системы (17) с $r = r_\lambda^\rho$ выбирают, ориентируясь на базовые инвариантные индексы $\{P_{0t}, Q_{0t}\}$, определяемые в (8) решением λ и условиями (15). Наборы с конечными наименьшим индексом цен P_{0T} и с наибольшим индексом количеств Q_{0T} считаются *оптимистическими*, и наборы с наибольшим P_{0T} и с наименьшим Q_{0T} – *пессимистическими*. Задачи построения таких индексов в силу формул $P_{0t} = 1/\lambda_t$, $Q_{0t} = (\lambda_t e_t)/e_0$ являются обычными задачами ЛП. При этом максимизация множителя λ_T при условиях (17) с $r = r_\lambda^\rho$ и $\lambda \geq 0$ дает решение $(\lambda_1^{Mh}, \dots, \lambda_T^{Mh})$, определяющее *оптимистические* инвариантные индексы цен $P_{0t}^{(opt)} = 1/\lambda_t^{Mh}$ и количеств $Q_{0t}^{(opt)} = (\lambda_t^{Mh} e_t)/e_0$, и минимизация λ_T при тех же условиях дает решение $(\lambda_1^{mh}, \dots, \lambda_T^{mh})$, определяющее *пессимистические* инвариантные индексы цен $P_{0t}^{(pes)} = 1/\lambda_t^{mh}$ и количеств $Q_{0t}^{(pes)} = (\lambda_t^{mh} e_t)/e_0$.

Объективное решение λ -системы (17) определяется так, что соответствующие инвариантные индексы (8) наиболее близки к почти идеальным индексам Фишера (3). Сопоставление обратных индексов $P_{0t} = \lambda_t$ и P_{0t}^F приводит к задаче квадратичного программирования

$$F_\lambda^{\min} = \min \left\{ \sum_{t=1}^T (\lambda_t - P_{0t}^F)^2 : (17) \right\}. \quad (19)$$

Задача (19) имеет единственное решение $(\lambda_1^{Fh}, \dots, \lambda_T^{Fh})$ – *проекцию точки Фишера* $(P_{10}^F, \dots, P_{T0}^F)$ на множество решений системы (17), и это решение непрерывно зависит от исходных данных, то есть эта задача относится к корректно поставленным экстремальным задачам. Оно определяет *объективные инвариантные индексы* цен $P_{0t}^{(Fh)} = 1/\lambda_t^{Fh}$ и количеств $Q_{0t}^{(Fh)} = (\lambda_t^{Fh} e_t)/e_0$.

2.4. Задачи для общей системы. Как и в случае однородных предпочтений, для системы (16) решается задача *минимальной релаксации*, обеспечивающей ее совместность в пространстве переменных $\{\lambda_1, \dots, \lambda_T, u_1, \dots, u_T, r\}$:

$$r_{\lambda u} = \arg \min \{r: (16), \lambda \geq 0, u \geq 0\}. \quad (20)$$

¹¹ Подробнее см. в [1 и 2].

Если $r_{\lambda u} < 0$, то система (16) регулярна при $r=0$. При $r=r_{\lambda u} \geq 0$ система (16) не будет устойчивой. Для обеспечения ее устойчивости выбирается малый параметр сверхрелаксации $\rho > 0$, умеренно возмущающий конечный результат анализа спроса, и в (16) закрепляется значение $r=r_{\lambda u}^{\rho} = \max\{r_{\lambda u} + \rho, 0\}$.

Содержательные решения задач для общей релаксированной системы (16) аналогичны однородным задачам λ -системы (17) с заменой инвариантных индексов (8) на аналитические индексы (6), где $s=0$, то есть

$$P_{0t}^{KF} = \sqrt{\frac{e(p^t, e_0)e_t}{e_0 e(p^0, u_t)}}, Q_{0t}^{KF} = \sqrt{\frac{e(p^0, u_t)e_t}{e_0 e(p^t, e_0)}}, t = \overline{1, T}. \quad (21)$$

В [2] указан способ переформулирования задач оптимизации значений (21) как задач ЛП. Функция потребительских расходов $e(p, w)$ строго возрастает относительно уровня потребления w , так как его повышение возможно при росте расходов, и из формул (21) следует, что индекс P_{0T}^{KF} убывает с ростом числа u_T , а индекс Q_{0T}^{KF} возрастает. Соответственно, задача *оптимистического выбора* решения общей системы Африата (16) с параметром $r=r_{\lambda u}^{\rho}$ заключается в выборе решения $(\lambda_1^{Mg}, \dots, \lambda_T^{Mg}, u_1^{Mg}, \dots, u_T^{Mg})$ с максимальным значением u_T при условиях (16) с $r=r_{\lambda u}^{\rho}$ и неотрицательности переменных $\{\lambda_t, u_t\}$, а задача *пессимистического выбора* решения общей системы (16), обеспечивающая максимальное значение P_{0T}^{KF} и минимальное значение Q_{0T}^{KF} , заключается в выборе решения этой системы $(\lambda_1^{mg}, \dots, \lambda_T^{mg}, u_1^{mg}, \dots, u_T^{mg})$ с минимальным значением u_T при тех же условиях.

Задача *объективного выбора*¹², аналогичная однородной задаче (19), заключается в минимизации функционала квадратичного отклонения индексов КФ (21) от индексов Фишера (3), то есть

$$\sum_{i=1}^T \left[\left(\sqrt{\frac{e(p^t, e_0)e_t}{e_0 e(p^0, u_t)}} - P_{0t}^F \right)^2 + \left(\sqrt{\frac{e(p^0, u_t)e_t}{e_0 e(p^t, e_0)}} - Q_{0t}^F \right)^2 \right] \rightarrow \min, \quad (22)$$

при условиях (16) с $r=r_{\lambda u}^{\rho}$ и неотрицательности $\{\lambda_t, u_t\}$. Значения функции расходов $e(p^t, e_0)$, $e(p^0, u_t)$, определяются задачами ЛП (13). Решение этой задачи обозначим $(\lambda_1^F, \dots, \lambda_T^F, u_1^F, \dots, u_T^F)$.

Опыт реализации задач оптимистического и пессимистического выбора решений общей системы Африата (16) показал, что без наложения

дополнительных условий эти решения обычно имеют большие вариации соседних компонент с разными знаками, и даже нулевые значения. Это приводит к *эффекту пилы*, когда соседние числа Африата резко меняются, чередуя направления больше/меньше. Для устранения этого эффекта в качестве приемов регуляризации в [2] предложено два варианта стабилизации решений с ориентировкой на λ -решения $\{\lambda_t^{Mh}\}$ и $\{\lambda_t^{mh}\}$ соответствующих однородных задач вместе с сопряженными числами $u_t^{Mh} = \lambda_t^{Mh} e_t$ и $u_t^{mh} = \lambda_t^{mh} e_t$, то есть для стабилизации используются референтные векторные пары (λ^{Mh}, u^{Mh}) и (λ^{mh}, u^{mh}) соответственно. В первом варианте задается α -коридор допустимых отклонений решения общей системы (16) от соответствующих референтных решений. Параметр $\alpha \in [0, 1)$ определяет относительную величину допустимых отклонений искомых чисел Африата от референтных чисел неравенствами, из которых укажем неравенства для оптимистического варианта:

$$(1 - \alpha)\lambda_t^{Mh} \leq \lambda_t \leq (1 + \alpha)\lambda_t^{Mh}, \\ (1 - \alpha)u_t^{Mh} \leq u_t \leq (1 + \alpha)u_t^{Mh}, t = \overline{1, T}.$$

Опыт решения объективной задачи (22) показывает умеренные вариации решений без стабилизирующих приемов.

3. Построение групповых и общих индексов

Пусть номенклатура n благ исследуемого рынка разбита на l групп так, что компоненты статистики всего рынка (1) представляются векторами цен $p^t = (p^{1t}, \dots, p^{lt})$ и количеств $x^t = (x^{1t}, \dots, x^{lt})$, где групповые данные представляются векторами $p^{kt} \in E_+^{n_k^*}$ и $x^{kt} \in E_+^{n_k}$, $k = \overline{1, l}$. Таким образом, для каждой группы имеется статистика:

$$\{p^{kt}, x^{kt}; e_t^k = \langle p^{kt}, x^{kt} \rangle; t = \overline{0, T}\}. \quad (23)$$

Введем общие обозначения для индексов различных видов. *Прямые индексы* цен и количеств, рассчитываемые по полной исходной статистике (1), обозначим соответственно P_{0t}^X и Q_{0t}^X , где X обозначает один из видов индексов (L, P, F, KF). *Групповые индексы* цен и количеств, рассчитываемые по соответствующим статистикам (23), обозначим P_{0t}^{Xk} и Q_{0t}^{Xk} . Для *прямых инвариантных*

¹² Данная задача поставлена и решена впервые.

индексов сохраним обозначения (8), и групповые инвариантные индексы будем обозначать далее P_{0t}^k и Q_{0t}^k .

Построение групповых индексов является как самостоятельной целью детального анализа спроса, так и первым этапом двух/многоэтапной процедуры построения общих индексов [4, гл. 9, рис. 9.1]. Ограничимся далее описанием двух-этапной ($l=2$) процедуры построения индексов спроса. При этом несущественно, какой вид индексов строится.

На *первом этапе* для каждой из номенклатурных групп (23) строятся некоторые индексы цен P_{0t}^{Xk} и количеств Q_{0t}^{Xk} , где X обозначает вид индекса.

На *втором этапе* индексы P_{0t}^{Xk} принимаются за групповые уровни цен $z_k^t = P_{0t}^{Xk}$, и в качестве групповых уровней количеств принимаются числа $q_k^t = e_0^k Q_{0t}^{Xk}$. Введем векторы агрегированных групповых цен $z^t = (z_1^t, \dots, z_I^t)$ и количеств $q^t = (q_1^t, \dots, q_I^t)$. Таким образом, построена агрегированная статистика группового потребления второго уровня:

$$\{z^t, q^t; \hat{e}_t = \langle z^t, q^t \rangle; t = \overline{0, T}\}. \quad (24)$$

Получаемые по статистике (24) двухэтапные *общие индексы* обозначим, соответственно, $\hat{P}_{0t}^X$ и $\hat{Q}_{0t}^X$ и двухэтапные *общие инвариантные* — $\hat{P}_{0t}$ и $\hat{Q}_{0t}$.

В соответствии с теорией экономических индексов для инвариантных индексов условие согласованности агрегирования должно выполняться¹³; следовательно, одноэтапные инвариантные индексы должны совпадать с двухэтапными с точностью до вычислительных погрешностей: $\hat{P}_{0t} \approx P_{0t}$ и $\hat{Q}_{0t} \approx Q_{0t}$.

В России известны работы [22 и 23] авторов, строящих инвариантные индексы, считая однородность предпочтений неотъемлемым свойством рациональности и решая методом Варшалла — Вэриана [16] мультипликативно релаксированную λ -систему неравенств Аффриата $\lambda_s e_s \leq \omega \lambda_{t_{is}} e_{t_{is}}$ с минимальным значением параметра $\omega \geq 0$, обеспечивающим совместность, но не гарантирующим устойчивость множества решений системы неравенств. Для случая, когда свойство однородности

отвергается (при существенно положительном минимальном параметре ω), в [23] демонстрируется метод поэтапного построения инвариантных индексов с подбором, если это возможно, формального разбиения без обеспечения содержательной общности благ исходной номенклатуры на группы, для которых свойство однородности предпочтений не отвергается.

4. Анализ потребительского спроса в России

На практике большинство статистических служб ограничивается построением простых индексов цен с референтной корзиной агрегатов однородных элементарных благ [4, гл. 20]¹⁴. При этом вначале оцениваются элементарные индексы для референтных агрегатов, и затем элементарные индексы цен усредняются с весами, равными оценкам относительных расходов потребителей на эти агрегаты. Полученный агрегат представляет официальный ИПЦ, рассчитываемый в России. По элементарным индексам вычисляются еженедельные, месячные и официальный годовой ИПЦ. Наше исследование основано на более полной статистической информации о потреблении населения России и вычислении индексов цен и количеств потребления как по формульным индексам Ласпейреса, Пааше и Фишера, так и по аналитическим индексам, рассчитанным по алгоритмам, описанным выше.

Подробные статистические данные о потреблении населения России представлены на официальном сайте Федеральной службы государственной статистики¹⁵ в номенклатуре 528 наименований для периода 2012–2017 гг. При этом о многих благах низшего уровня агрегирования нет полной информации относительно цен или структуры потребления (стоимости платных услуг и оборота розничной торговли продовольственными и непродовольственными товарами), по которым рассчитывались количества потребления. Такие блага исключены из наших расчетов. Всего номенклатура благ, обеспеченная информацией на всем периоде, составила 468 наименований, в том числе по трем группам: *продовольственные товары* — 119, *непродовольственные товары* — 244, *услуги* — 105.

¹³ См. [8] и обзорную статью по непараметрическому анализу [22, с. 15].

¹⁴ Росстат до 2020 г. рассчитывал еженедельный ИПЦ по корзине из 64 товаров и услуг. См. «Официальная статистическая методология по определению еженедельной оценки индекса потребительских цен». URL: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/met-index.doc>.

¹⁵ URL: <https://rosstat.gov.ru>.

Исходные данные и результаты выборки набора благ с полной информацией о ценах и количествах потребления на всем промежутке (6 лет) собраны в документе «ИсхДанные.xlsx». Он доступен в облачном хранилище по ссылке: <https://cloud.mail.ru/public/y4zj/16TzYYKQd>. Документ состоит из трех листов: «Номенклатура», «Группировка» и «Выборка». Последний лист содержит статистические данные (23) о ценах и количествах годового потребления по трем названным группам. Объединение этих данных представляет торговую статистику (1).

Для полной номенклатуры товаров и услуг (1) и каждой k -группы рассчитывались как формульные индексы [Пааше, Ласпейреса (2) и Фишера (3)] цен и количеств потребления, так и аналитические индексы – инвариантные (8) и Конюса – Фишера (6). Аналитические индексы вычислялись в трех вариантах: оптимистические, пессимистические и объективные. Соответственно, для инвариантных индексов решались задачи параграфа 2.3 и для КФ – задачи параграфа 2.4.

Полученные аналитические индексы цен сопоставлены с индексами цен, рассчитываемыми

Росстатом для общего спроса и указанных групп благ.

4.1. Результаты для формульных индексов.

В таблице 1 представлены групповые индексы цен P_{0t}^{Xk} и количеств Q_{0t}^{Xk} Пааше ($X=P$), Ласпейреса ($X=L$) и Фишера ($X=F$). Значения временного показателя $t=0, 1, \dots, 5$ соответствуют годам от 2012 до 2017. Отметим выполнение эффекта Гершенкрона для всех соответствующих пар индексов Ласпейреса и Пааше: $P_{0t}^{Pk} < P_{0t}^{Lk}$, $Q_{0t}^{Pk} < Q_{0t}^{Lk}$. При этом «консервативные» индексы Ласпейреса превышают соответствующие «прогрессивные» индексы Пааше на величину не менее 0,002. Наибольшее превышение по индексам цен $P_{05}^{L3} - P_{05}^{P3} = 0,065$ и по индексам количеств $Q_{05}^{L3} - Q_{05}^{P3} = 0,047$. Далее ограничимся детальным анализом динамики в основном индексах Фишера.

Как и следовало ожидать для российской экономики последнего тридцатилетия, все представленные индексы потребительских цен на рассмотренном периоде монотонно растут. При этом темпы роста наиболее высокие в группе продовольственных товаров ($k=1$) и самые низкие в группе услуг ($k=3$).

Таблица 1

Групповые формульные индексы

Индексы	t	Групповые индексы цен			Групповые индексы количеств		
		P_{0t}^{x1}	P_{0t}^{x2}	P_{0t}^{x3}	Q_{0t}^{x1}	Q_{0t}^{x2}	Q_{0t}^{x3}
Пааше ($X=P$)	0	1	1	1	1	1	1
	1	1,068	1,053	1,082	1,022	1,074	1,026
	2	1,229	1,147	1,173	0,958	1,083	1,050
	3	1,393	1,313	1,290	0,904	0,972	0,996
	4	1,451	1,397	1,345	0,911	0,932	0,999
	5	1,458	1,449	1,361	0,959	0,919	0,996
Ласпейреса ($X=L$)	0	1	1	1	1	1	1
	1	1,076	1,055	1,089	1,030	1,076	1,032
	2	1,245	1,156	1,205	0,970	1,091	1,079
	3	1,413	1,332	1,324	0,917	0,987	1,022
	4	1,474	1,423	1,380	0,926	0,949	1,025
	5	1,486	1,472	1,426	0,977	0,934	1,043
Фишера ($X=F$)	0	1	1	1	1	1	1
	1	1,072	1,054	1,085	1,026	1,075	1,029
	2	1,237	1,152	1,189	0,964	1,087	1,064
	3	1,403	1,322	1,307	0,910	0,979	1,009
	4	1,462	1,410	1,362	0,918	0,940	1,012
	5	1,472	1,460	1,393	0,968	0,926	1,019

Все групповые индексы количеств, отражающие динамику потребления, в первый период (2013 г.) незначительно растут; в частности, индекс Фишера в первой группе – на 2,6%, во второй – на 7,5 и в третьей – на 2,9%. Затем идет его снижение: в первой и третьей группах с некоторым подъемом в 2016 и 2017 гг. и во второй группе монотонное снижение до 92,6% от базового уровня 2012 г.

Общую оценку ситуации на потребительских рынках характеризует пара общих индексов цен и количеств, которые построены как прямо по исходным статистическим данным (1), так и на основе двухэтапной процедуры, описанной в третьем разделе статьи. Для построения двухэтапных индексов ($\hat{P}_{0t}^X, \hat{Q}_{0t}^X$) по групповым индексам (P_{0t}^{Xk}, Q_{0t}^{Xk}) составлялась статистика потребления по группам второго уровня (24), где $z_k^t = P_{0t}^{Xk}$ и $q_k^t = e_0^k Q_{0t}^{Xk}$. При этом использовались данные о стоимости потребления (млн рублей) в каждой из трех групп, вычисленные по исходной информации (файл «ИсхДанные.xlsx», лист «Выборка»):

$$e_0^1 = 9\,945\,776; e_0^2 = 9\,643\,414; e_0^3 = 5\,711\,226.$$

По этим данным и формулам (2) и (3) построены двухэтапные индексы Пааше ($\hat{P}_{0t}^P, \hat{Q}_{0t}^P$), Ласпейреса ($\hat{P}_{0t}^L, \hat{Q}_{0t}^L$) и Фишера ($\hat{P}_{0t}^F, \hat{Q}_{0t}^F$). Они совпали до трех десятичных разрядов (до 0,1%) с соответствующими прямыми индексами (P_{0t}^P, Q_{0t}^P), (P_{0t}^L, Q_{0t}^L) и (P_{0t}^F, Q_{0t}^F), построенными по исходным данным о 468 наименованиях из выбранной номенклатуры (см. таблицу 2).

Таблица 2

Общие (прямые) формульные индексы

t	Индексы цен			Индексы количеств		
	P_{0t}^P	P_{0t}^L	P_{0t}^F	Q_{0t}^P	Q_{0t}^L	Q_{0t}^F
0	1	1	1	1	1	1
1	1,065	1,071	1,068	1,042	1,048	1,045
2	1,183	1,202	1,193	1,024	1,041	1,033
3	1,337	1,362	1,349	0,949	0,967	0,958
4	1,405	1,433	1,419	0,938	0,957	0,947
5	1,431	1,467	1,449	0,951	0,975	0,963

При сравнении прямых и двухэтапных индексов, представленных с большей разрядностью, различие у всех пар, кроме пары ($P_{05}^P, \hat{P}_{05}^P$), проявляется в пятом разряде после десятичной запятой и достигает максимума 0,00049 для этой пары.

Для прямых общих индексов, как и для всех групповых индексов, эффект Гершенкрана выполняется строго. При этом значения индексов Ласпейреса превышают соответствующие значения индексов Пааше на величину не менее 0,006. Наибольшее превышение по индексам цен $P_{05}^L - P_{05}^P = 0,036$ и по индексам количеств $Q_{05}^L - Q_{05}^P = 0,024$.

Общая динамика цен представляется монотонным ростом всех трех индексов, причем индекс цен Фишера показывает в конце периода рост на 44,9% относительно 2012 г.

В первый год исследуемого периода индекс количества потребления Фишера вырос на 4,5%, после чего идет его снижение до 96,3% от уровня 2012 г.

Считается, что при оценке экономической ситуации через индексы цен Пааше и Ласпейреса использовать первый из них лучше для правительств, а второй – для оппозиции¹⁶. Но для оценки социально-экономической ситуации индекс количеств потребления важнее, и здесь ситуация обратная – индекс количеств Ласпейреса динамику потребления «улучшает», а индекс Пааше – «ухудшает». Таким образом, перекрестную пару индексов (P_{st}^P, Q_{st}^L) можно назвать «оптимистической», а пару (P_{st}^L, Q_{st}^P) «пессимистической». Как показано в параграфах 2.3 и 2.4, при использовании аналитических индексов такой подгонки выбора типа индексов не требуется, но остается произвол выбора решений системы неравенств Африата, однородной (17) или общей (16), допустимый в рамках метода непараметрического анализа спроса.

4.2. Результаты для аналитических индексов. Λ -системы Африата (17) с коэффициентами, определяемыми тремя групповыми статистиками (23), имеют отрицательные показатели совместности (18), то есть r_λ , соответственно, –0,0009, –0,0005 и –0,0007. Во всех случаях параметр сверхрелаксации ρ , обеспечивающий устойчивость множеств решений, равен 0,0001. При этих значениях исходная λ -система (14) регулярна и не нуждается в релаксации, то есть для всех групповых систем (17) полагается $r = r_\lambda^\rho = 0$. При этом гипотеза однородности предпочтений не отвергается, и по решениям задач п. 2.3 для

¹⁶ В литературе по индексам спроса упоминаются дебаты в парламенте Великобритании после Второй мировой войны между консерваторами и лейбористами относительно такого выбора.

каждой группы благ построены инвариантные индексы (P_{0t}^k, Q_{0t}^k) трех видов: оптимистические, пессимистические и объективные. Так как объективные инвариантные индексы в трех раз-

рядах, значимых для представления индексов, совпали с индексами Фишера (см. таблицу 1), то в таблице 3 представим только первые два вида.

Таблица 3

Групповые инвариантные индексы

Вариант индексов	t	Индексы цен			Индексы количеств		
		P_{0t}^1	P_{0t}^2	P_{0t}^3	Q_{0t}^1	Q_{0t}^2	Q_{0t}^3
«Оптимистический»	0	1	1	1	1	1	1
	1	1,068	1,053	1,082	1,030	1,075	1,032
	2	1,233	1,148	1,181	0,967	1,090	1,071
	3	1,399	1,315	1,295	0,912	0,985	1,018
	4	1,457	1,400	1,348	0,921	0,947	1,023
	5	1,462	1,449	1,378	0,974	0,934	1,031
«Пессимистический»	0	1	1	1	1	1	1
	1	1,076	1,055	1,089	1,022	1,074	1,026
	2	1,244	1,154	1,205	0,959	1,084	1,050
	3	1,413	1,325	1,323	0,904	0,977	0,997
	4	1,474	1,413	1,378	0,911	0,938	1,000
	5	1,485	1,464	1,423	0,959	0,924	0,998

Поведение инвариантных «оптимистических» и «пессимистических» индексов цен качественно подобно поведению групповых индексов — «прогрессивного» индекса Пааше и «консервативного» индекса Ласпейреса. Значения соответствующих индексов из этих групп различаются уже во втором десятичном разряде. Наибольшая разница (0,017) достигается в третьей группе между «оптимистическим» инвариантным индексом $P_{05}^3 = 1,378$ и индексом Пааше $P_{05}^{P3} = 1,361$.

Значения индексов количеств первых двух групп отличаются от значений индексов количеств Пааше и Ласпейреса во втором разряде, а третьей — уже в первом разряде, то есть на десятки процентов. Здесь наибольшая разница достигается в третьей группе между значением «пессимистического» индекса Q_{05}^3 и значением индекса Ласпейреса Q_{05}^{L3} , $0,998 - 1,043 = -0,045$. Для всех значений инвариантных индексов критерий граничных значений выполнен.

Для объяснения совпадения (на данной статистике!) значений «объективных» инвариантных индексов со значениями индекса Фишера введем числа Африата — Фишера, определяемые равенствами, подобными (8) при $s=0$ и замене инвариантных индексов на индексы Фишера, то есть

$$\lambda_t^{Fk} = \frac{1}{P_{0t}^{Fk}}, \quad u_t^{Fk} = e_0^k Q_{0t}^{Fk}. \quad (25)$$

Это определение означает, что инвариантные индексы, вычисляемые по числам (25) и формулам (8) с учетом условий (15), то есть $1/\lambda_t^{Fk}$ и u_t^{Fk}/e_0^k , являются индексами Фишера P_{0t}^{Fk} и Q_{0t}^{Fk} , и полученное совпадение означает, что набор чисел $\{\lambda_t^{Fk}\}$ — это решение λ -системы (17) и задачи (19), доставляющее целевой функции нулевое значение.

Как и формульные индексы, общие инвариантные индексы построены в прямом и двухэтапном вариантах. В теории инвариантных индексов установлено выполнение условия совместности агрегирования для этих «идеальных» индексов [8 и 22], но при вычислениях накапливаются погрешности, и результаты вычислений по разным алгоритмам теоретически совпадающих величин неизбежно расходятся. В наших построениях расхождения в соответствующих значениях двух названных вариантов наблюдались в третьем разряде для «оптимистических» и «пессимистических» индексов, достигая наибольшего значения 0,003 (0,3%) для «оптимистических» индексов цен P_{04} и P_{05} . Значения общих «оптимистических» индексов, как и групповых, практически совпали со значениями общих индексов Фишера (P_{0t}^F, Q_{0t}^F), приведенными в таблице 2.

Отдавая предпочтение прямому варианту как менее затратному по числу операций и, соответственно, меньшему накоплению вычислительных погрешностей, мы приводим в таблице 4

решения «оптимистических» и «пессимистических» задач параграфа 2.3 с коэффициентами, определяемыми полной статистикой (1). Соответствующая λ -система (17) имеет показатель

совместности (18) $r_{\lambda} = -0,0008$, и для нее параметр сверхрелаксации ρ , обеспечивающий устойчивость множества решений, равен 0,0001; следовательно, в (17) полагается $r = r_{\lambda}^0 = 0$.

Таблица 4

Общие инвариантные индексы и индексы Конюса — Фишера

t	«Оптимистические» индексы						«Пессимистические» индексы					
	Инвариантные		Конюса — Фишера				Инвариантные		Конюса — Фишера			
	$P_{0t}^{(opt)}$	$Q_{0t}^{(opt)}$	P_{0t}^{KF}	Q_{0t}^{KF}	λ_t^{Mg}	u_t^{Mg}	$P_{0t}^{(pes)}$	$Q_{0t}^{(pes)}$	P_{0t}^{KF}	Q_{0t}^{KF}	λ_t^{mg}	u_t^{mg}
0	1	1	1	1	1	2,530	1	1	1	1	1	2,530
1	1,065	1,048	1,065	1,048	0,861	2,646	1,071	1,042	1,073	1,040	0,841	2,627
2	1,188	1,036	1,185	1,040	0,861	2,631	1,200	1,026	1,198	1,028	0,808	2,599
3	1,341	0,964	1,334	0,969	0,861	2,447	1,361	0,950	1,366	0,947	0,808	2,389
4	1,407	0,955	1,400	0,961	0,861	2,421	1,431	0,939	1,437	0,935	0,769	2,359
5	1,434	0,974	1,428	0,978	0,861	2,468	1,466	0,952	1,471	0,949	0,750	2,395

В таблице 4 представлены значения общих прямых «оптимистических» и «пессимистических» индексов Конюса — Фишера, а также решения задач параграфа 2.4 $\{\lambda_t^{Mg}, u_t^{Mg}\}$ и $\{\lambda_t^{mg}, u_t^{mg}\}$, определяющие функции потребительских расходов (13), которые, в свою очередь, определяют соответствующие индексы (21). «Объективные» индексы, построенные по решению задачи (22), здесь также практически совпали с индексами Фишера таблицы 2, поэтому они в таблице не показаны.

Система неравенств (16) имеет показатель совместности (20) $r_{\lambda u} = -0,0068$, и для нее параметр сверхрелаксации ρ , обеспечивающий устойчивость множества решений, равен 0,0005, следовательно, в (16) полагается $r = r_{\lambda u}^0 = 0$. При решении «оптимистического» и «пессимистического» вариантов для стабилизации решений использовались модифицированные задачи максимизации или минимизации значений u_t с дополнительным условием « α -коридора» [2, с. 74], ограничивающим отклонения искомым наборов чисел Африата $\{\lambda_t, u_t\}$ от соответствующих решений однородных задач параграфа 2.3 $\{\lambda_t^{Mh}, u_t^{Mh} = \lambda_t^{Mh} e_t\}$ и $\{\lambda_t^{mh}, u_t^{mh} = \lambda_t^{mh} e_t\}$ с параметром $\alpha > 0$, подбираемым при расчетах. Для «оптимистического» варианта было выбрано $\alpha = 0,25$, а для «пессимистического» $\alpha = 0,1$. Приведенные в таблице 4 u -числа имеют порядок чисел e_t , равный 10^7 , и они даны в масштабе $1: 10^7$.

Сравнение индексов — идеализированных инвариантных и более реалистичных Конюса — Фишера — показывает, что переход от первых ко вто-

рым позволяет добиться более «оптимистических» или «пессимистических» оценок (в соответствии с предпочтениями заказчиков) ретроспективной социально-экономической динамики.

Приведем также результаты сопоставления полученных «объективных» аналитических индексов с годовыми значениями ИПЦ, приводимыми Росстатом в документе «Индексы потребительских цен по Российской Федерации в 1991–2021 гг.»¹⁷. Поскольку «объективные» индексы Конюса — Фишера практически совпали с «объективными» инвариантными, то для сравнения используем значения транзитивных инвариантных индексов цен, вычислив соответствующие годовые индексы $P_{(t-1)t}$ и $P_{(t-1)t}^k$ (в процентном представлении):

$$P_{(t-1)t} = \frac{P_{0t}}{P_{0(t-1)}} \cdot 100\%, P_{(t-1)t}^k = \frac{P_{0t}^k}{P_{0(t-1)}^k} \cdot 100\%. \quad (26)$$

Погодовые ИПЦ Росстата обозначим: $P_{(t-1)t}^{RS}$ — общие и $P_{(t-1)t}^{RSk}$ — групповые. Эти индексы и соответствующие инвариантные (26) сведены в таблицу 5.

Как видно, годовые аналитические «объективные» индексы цен, имеющие глубокое смысловое и теоретическое обоснование и рассчитанные по статистическим данным о потреблении 468 благ, хорошо согласуются с ИПЦ Росстата, рассчитанными по эвристическому алгоритму усреднения элементарных индексов цен 64 благ. Отклонения ИПЦ от наших индексов только в трех

¹⁷ URL: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/ind-potreb-cen.html>.

Погодовые инвариантные индексы цен и ИПЦ

Год	t	$P_{(t-1)t}$	$P_{(t-1)t}^{RS}$	$P_{(t-1)t}^1$	$P_{(t-1)t}^{RS1}$	$P_{(t-1)t}^2$	$P_{(t-1)t}^{RS2}$	$P_{(t-1)t}^3$	$P_{(t-1)t}^{RS3}$
2012	0	—	106,57	—	107,48	—	105,16	—	107,28
2013	1	106,80	106,47	107,20	107,32	105,40	104,46	108,50	108,01
2014	2	111,70	111,35	115,39	115,43	109,30	108,05	109,68	110,45
2015	3	113,16	112,91	113,42	114,00	114,76	113,65	109,75	110,20
2016	4	105,11	105,39	104,21	104,57	106,66	106,54	104,21	104,89
2017	5	102,11	102,51	100,68	101,07	103,55	102,75	102,35	104,35

позициях превосходят 1%: $P_{12}^{RS2} - P_{12}^2 = -1,25\%$, $P_{23}^{RS2} - P_{23}^2 = -1,11\%$, $P_{45}^{RS3} - P_{45}^3 = 2,00\%$. Важным фактором такой близости является выбор в качестве стабилизирующего ориентира для аналитических индексов формульных индексов Фишера.

Заключение

Впервые на базе российских статистических данных за 2012–2017 гг. представлен теоретически обоснованный ретроспективный анализ потребительского рыночного спроса на 468 потребительских благ (товаров и услуг) с использованием основных формульных и аналитических индексов цен и количеств потребления. Индексы построены для полной исходной статистики (общие индексы) и ее основных содержательных групп — продовольственных товаров, непродовольственных товаров, услуг (групповые индексы). Возможность построения по данным торговой статистики аналитических индексов, определяемых функцией потребительских расходов, которая, в свою очередь, определяется коллективной функцией полезности, означает *рационализируемость данной статистики в рамках холистической теории рыночного спроса*, предложенной в работах последних лет В.К. Горбунова, что является очередным примером верификации этой теории.

Верифицированная холистическая теория рыночного спроса обосновывает теорию суперлативных индексов Диверта, аппроксимирующих инвариантные индексы рыночного спроса, и приведенные расчеты по данным российской статистики показали практическое совпадение суперлативных индексов Фишера с «объективными» инвариантными индексами. При этом теория Диверта имеет лишь концептуальное значение, так как при подтверждении однородности коллективных предпочтений (решением задачи (18) о мини-

мальной коррекции λ -системы Африата) решение «объективной» задачи (19) представляет по формулам (8) точные инвариантные индексы. Таким образом, в случае *конструктивно установленной*, а не предполагаемой (в работах Диверта) однородной рациональности коллективных потребительских предпочтений *вычисляется истинный ИСЖ Конюса*, являющийся инвариантным индексом цен. Если гипотеза однородной рациональности отвергается или не принимается, а гипотеза неоднородной рациональности не отвергается, то построенный индекс цен Конюса — Фишера можно считать уточнением оригинального ИСЖ Конюса (Конюса — Ласпейреса).

Метод анализа рыночного спроса, представленный на примере российских статистических данных, может использоваться для региональных и других сегментов потребительского рынка страны (продуктов питания, одежды и др.), для периодов относительной стабильности рынков, что повысило бы содержательность и объективность социально-экономического анализа. При этом невозможность построения аналитических индексов, устанавливаемая существенной несовместностью общей системы неравенств Африата, будет демонстрировать нестабильность рынков относительно предложения благ и/или потребительских предпочтений. Также не следует исключать проблемы качества торговой статистики.

Литература

1. Горбунов В.К., Львов А.Г. Обратная задача теории рыночного спроса и аналитические индексы спроса // Журнал Средневолжского математического общества. 2019. Т. 21. № 1. С. 89–110. doi: <https://doi.org/10.15507/2079-6900.21.201901.89-110>.
2. Горбунов В.К., Козлова Л.А., Львов А.Г. К проблеме построения аналитических индексов рыночного спроса: вариативный подход // Вопросы статистики. 2020. Т. 27. № 3. С. 65–80. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-3-65-80>.

3. **Горбунов В.К.** Потребительский спрос: аналитическая теория и приложения. Ульяновск: УлГУ, 2015. URL: http://www.rfbr.ru/rffi/ru/books/o_1945611.
4. Руководство по индексу потребительских цен: теория и практика. Вашингтон: МВФ, 2007.
5. ILO, IMF, OECD, EU, UN, WB. *Consumer Price Index Manual: Concepts and Methods*. Washington, DC: IMF, 2020.
6. **Samuelson P.A., Swamy S.** Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis // *The American Economic Review*. 1974. Vol. 64. No. 4. P. 566–593.
7. **Diewert W.E.** Exact and Superlative Index Numbers // *Journal of Econometrics*. 1976. Vol. 4. No. 2. P. 114–145. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9).
8. **Diewert W.E.** Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation // *Econometrica*. 1978. Vol. 46. No. 4. P. 883–900.
9. **Triplet J.E.** Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? // *The Economic Journal*. 2001. Vol. 111. No. 472 (June). P. F311–F334.
10. **Конюс А.А.** Проблема истинного индекса стоимости жизни // *Экономический бюллетень Конъюнктурного института*. 1924. № 9–10. С. 64–71.
11. **Mas-Colell A., Whinston M., Green J.** *Microeconomic Theory*. New York: Oxford Univ. Press, 1995.
12. **Gorbunov V.K.** Analytical Representation of Concave and Quasiconcave Homogeneous Functions // *Optimization*. 2017. Vol. 66. No. 4. P. 507–519. doi: <https://doi.org/10.1080/02331934.2016.1278000>.
13. **Козлова М.А.** Формула Торнквиста для расчета индекса потребительских цен в России: теория и практика // *Вопросы статистики*. 2020. Т. 27. № 5. С. 87–94. doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-87-94>.
14. **Afriat S.N.** The Construction of Utility Functions from Expenditure Data // *International Economic Review*. 1967. Vol. 8. No. 1. P. 67–77.
15. **Varian H.** The Nonparametric Approach to Demand Analysis // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. No. 4. P. 945–973.
16. **Varian H.** Non-Parametric Tests of Consumer Behaviour // *The Review of Economic Studies*. 1983. Vol. 50. No. 1. P. 99–110.
17. **Gorbunov V.K.** The Holistic Theory of the Consumer Market Demand // *Competitiveness and the Development of Socio-Economic Systems*. Proc. of the IV Int. Sci. Conf. «Competitiveness and the Development of Socio-Economic Systems» dedicated to the memory of Alexander Tatarkin (CDSSES 2020), 25–26 November, 2020, Chelyabinsk State University, Russia. London, 2021. Vol. 105-CDSSES. P. 476–485. doi: <https://doi.org/10.15405/epsbs.2021.04.52>.
18. **Gorbunov V.** Market Demand: A Holistic Theory and Its Verification // *MPRA Paper No. 109154*. 2021. doi: <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.14974.92488>.
19. **Ковалев В.В.** и др. Теория статистики с элементами эконометрики в 2 ч. Ч. 2: учеб. для вузов / отв. ред. В.В. Ковалев. М.: Юрайт, 2021.
20. **Тихонов А.Н., Арсенин В.Я.** Методы решения некорректных задач. М.: Наука, 1986.
21. **Иванов Ю.Н.** К дискуссии о точности показателей макроэкономической статистики // *Вопросы статистики*. 2017. Т. 24. № 9. С. 11–18.
22. **Шананин А.А.** Непараметрические методы анализа структуры потребительского спроса // *Математическое моделирование*. 1993. Т. 5. № 9. С. 3–17.
23. **Кондраков И.А., Поспелова Л.Я., Шананин А.А.** Обобщенный непараметрический метод. Применение к анализу товарных рынков // *Труды МФТИ*. 2010. Т. 2. № 3. С. 32–45.

Информация об авторах

Горбунов Владимир Константинович — д-р физ.-мат. наук, профессор, кафедра цифровой экономики, Ульяновский государственный университет. 432017, г. Ульяновск, ул. Льва Толстого, д. 42. E-mail: vkgorbunov@mail.ru. ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-5276-0501>.

Львов Александр Геннадьевич — канд. экон. наук, ведущий специалист, ООО «Авиакомпания ЭйрБриджКарго». 141411, г. Москва, Международное шоссе, 28Б. E-mail: aglvov@mail.ru. ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-6726-8234>.

Финансирование

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ, проект «Развитие математических моделей анализа и регулирования национальных потребительских рынков и производства» № 19-010-00972.

References

1. **Gorbunov V.K., Lvov A.G.** Inverse Problem of the Market Demand Theory and Analytical Indexes of Demand. *Middle Volga Mathematical Society Journal*. 2019;21(1):89–110. (In Russ) Available from: <https://doi.org/10.15507/2079-6900.21.201901.89-110>.
2. **Gorbunov V.K., Kozlova L.A., Lvov A.G.** To the Problem of Constructing Analytical Indexes of Market Demand: A Variative Approach. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(3):65–80. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-3-65-80>.
3. **Gorbunov V.K.** *Consumers' Demand: Analytical Theory and Applications*. Ulyanovsk: UISU Press; 2015. (In Russ) Available from: http://www.rfbr.ru/rffi/ru/books/o_1945611.
4. *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*. Geeva: International Labour Office; 2004. (In Russ.)
5. ILO, IMF, OECD, EU, UN, WB. *Consumer Price Index Manual: Concepts and Methods*. Washington, DC: IMF; 2020.
6. **Samuelson P.A., Swamy S.** Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis. *The American Economic Review*. 1974;64(4):566–593.

7. **Diewert W.E.** Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 1976;4(2):115–145. Available from: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9).
8. **Diewert W.E.** Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation. *Econometrica*. 1978;46(4):883–900.
9. **Triplett J.E.** Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? *The Economic Journal*. 2001;111(472):F311–F334.
10. **Konüs A.A.** The Problem of the True Index of the Cost of Living. *Ekonomicheskii Byulleten' Konyunktur-nogo Instituta*. 1924;(9–10):64–71. (In Russ.) (Eng. ed.: Konüs A.A. The Problem of the True Index of the Cost of Living. *Econometrica*. 1939;7(1):10–29).
11. **Mas-Colell A., Whinston M., Green J.** *Microeconomic Theory*. New York: Oxford University Press; 1995.
12. **Gorbunov V.K.** Analytical Representation of Concave and Quasiconcave Homogeneous Functions. *Optimization*. 2017;66(4):507–519. Available from: <https://doi.org/10.1080/02331934.2016.1278000>.
13. **Kozlova M.A.** Törnqvist Formula for Calculating a Consumer Price Index in Russia: Theory and Practice. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(5):87–94. (In Russ.) Available from: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-87-94>.
14. **Afriat S.N.** The Construction of Utility Functions from Expenditure Data. *International Economic Review*. 1967;8(1):67–77.
15. **Varian H.** The Nonparametric Approach to Demand Analysis. *Econometrica*. 1982;50(4):945–973.
16. **Varian H.** Non-Parametric Tests of Consumer Behaviour. *The Review of Economic Studies*. 1983;50(1):99–110.
17. **Gorbunov V.K.** The Holistic Theory of the Consumer Market Demand. In: Popov E. et al. (eds.) *Competitiveness and the Development of Socio-Economic Systems. Proc. of the IV Int. Sci. Conf. «Competitiveness and the Development of Socio-Economic Systems» dedicated to the memory of Alexander Tatarkin (CDSES 2020), 25–26 November, 2020, Chelyabinsk State University, Russia*. London; 2021. Vol. 105-CDSES. P. 476–485. Available from: <https://doi.org/10.15405/epsbs.2021.04.52>.
18. **Gorbunov V.** Market Demand: A Holistic Theory and Its Verification. *MPRA Paper No. 109154*. 2021. Available from: <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.14974.92488>.
19. **Kovalev V.V.** et al. *Theory of Statistics with Elements of Econometrics: Textbook for Academic Baccalaureate*. Moscow: Urait Publ.; 2014. (In Russ.)
20. **Tikhonov A.N., Arsenin V.Ya.** *Solution of Ill-Posed Problems*. Moscow: Nauka Publ.; 1986. (In Russ.)
21. **Ivanov Yu.N.** The Debate About the Accuracy of Indicators of Macroeconomic Statistics. *Voprosy Statistiki*. 2017;1(9):10–18. (In Russ.)
22. **Shananin A.A.** Nonparametric Methods for Analysis of Consumer Demand Structure. *Mathematical Models and Computer Simulations*. 1993;5(9):3–17. (In Russ.)
23. **Kondrakov I.A., Pospelova L.Ya., Shananin A.A.** Generalized Nonparametric Method. Application to the Analysis of the Commodity Markets. *Proceedings of MIPT*. 2010;2(3):32–45. (In Russ.)

About the authors

Vladimir K. Gorbunov – Dr. Sci. (Phys.-Math.), Professor, Department of Digital Economics, Ulyanovsk State University. 42, Leo Tolstoy Street, Ulyanovsk, 432017, Russia. E-mail: vkgorbunov@mail.ru. ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-5276-0501>.

Alexander G. Lvov – Cand. Sci. (Econ.), Leading Specialist, AirBridgeCargo Airlines LLC. 28B, Mezhdunarodnoye Shosse, Moscow, 141411, Russia. E-mail: aglvov@mail.ru. ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-6726-8234>.

Funding

The research was carried out with the financial support of the Russian Foundation for Basic Research, Project No. 19-010-00972 «Development of Mathematical Models for the Analysis and Regulation of National Consumer Markets and Production».

Об актуализации профессионального стандарта «Статистик»

Профессиональный стандарт «Статистик» (далее Стандарт), действующий в нашей стране с 2015 г., безусловно, способствует поддержанию авторитета профессии статистика на рынке труда. Вместе с тем современные вызовы, связанные с турбулентностью экономики и социальной сферы, развитием цифровых технологий и статистической методологии, требуют актуализации содержания профессиональной деятельности в области статистики. Естественно, существующий Стандарт, учитывая время его принятия, не в полной мере отражает компетенции, необходимые современному профессионалу – статистику. Сегодня нельзя ограничиваться формальным набором наиболее рутинных операций и процедур из числа выполняемых государственными органами статистики и другими субъектами статистического учета. К тому же этот Стандарт не учитывает значительного расширения выполняемых видов работ лицами, занимающимися статистической деятельностью, и возможностей изменившейся технологии сбора, передачи, обработки и анализа статистической информации.

В ныне действующем Стандарте не отражены функции подготовки аналитической информации, анализа, моделирования и прогнозирования общественных явлений и процессов; решения задач предиктивной аналитики, в том числе с использованием методов и средств обработки и анализа больших данных. Более того, он не включает такие трудовые функции, как формирование и поддержка информационных ресурсов и тематических баз данных, организация хранения, распространения и обеспечения безопасности статистической информации. Кроме того, в Стандарте не отражена образовательная деятельность в области статистики в части формирования и повышения цифровой и статистической грамотности, обеспечения профессионального развития.

Хотя действие профессиональных стандартов не распространяется на государственных служащих¹, положения профессионального стандарта «Статистик» могут быть использованы при разработке нормативно-методических документов федеральных органов исполнительной власти (ФОИВ) для повышения квалификации, профессиональной переподготовки и аттестации государственных служащих системы государственной статистики, что позволит использовать Стандарт для формирования кадровой политики организаций бизнес-сообщества и объективных требований к кадровому потенциалу.

Значительный объем запросов работодателей, требующих глубокой статистической подготовки кадров, подтверждает необходимость развития как статистической науки в целом, так и подготовки кадров по соответствующему виду деятельности. Без современного профессионального стандарта «Статистик» невозможно решить задачу удовлетворения потребностей экономики в специалистах-статистиках в различных видах деятельности². Заниженная потребность в профессионалах-статистиках возникает из-за несовпадения содержания действующего профессионального стандарта «Статистик» соответствующему виду деятельности.

Статистическое сообщество должно, с одной стороны, пересмотреть свою миссию в обществе в профессиональной и образовательной деятельности, а с другой — правильно, сообразно современности, использовать имеющиеся достижения в развитии теории и практики статистики. С целью учета запросов работодателей и профессионального сообщества была поставлена задача актуализации профессионального стандарта «Статистик». Содержание актуализированного Стандарта должно создать условия, при которых предполагается удовлетворение потребностей рынка труда в профессионалах-статистиках в различных видах деятельности, повышение востребованности на рынке труда.

¹ Деятельность государственных служащих регулируется Федеральным законом от 27 июля 2004 г. № 79-ФЗ «О государственной гражданской службе Российской Федерации».

² Проведенный анализ содержания справочников кодов ОКВЭД в 2021 г. свидетельствует о том, что для решения профессиональных задач и выполнения трудовых функций многих видов деятельности предполагается использование профессии «Статистик».

Для решения поставленных задач Научно-исследовательским институтом проблем социально-экономической статистики Федеральной службы государственной статистики (НИИ статистики Росстата) была проявлена инициатива и направлено письмо председателю Совета по профессиональным квалификациям финансового рынка А.В. Мурычеву о необходимости актуализации профессионального стандарта «Статистик».

Министерство труда и социальной защиты Российской Федерации зарегистрировало уведомление об актуализации проекта профессионального стандарта «Статистик» на специализированном сайте министерства «Профессиональные стандарты»³. На заседании Совета по профессиональным квалификациям финансового рынка 10 июня 2021 г. одобрено предложение по актуализации профессионального стандарта «Статистик» (2015 г.)⁴ и принято решение о формировании рабочей группы⁵.

Рабочая группа была создана в составе представителей следующих организаций:

1. Федеральное государственное бюджетное учреждение «Научно-исследовательский институт проблем социально-экономической статистики Федеральной службы государственной статистики».

2. Федеральное государственное образовательное бюджетное учреждение высшего образования «Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации».

3. Ассоциация участников финансового рынка «Совет по профессиональным квалификациям финансового рынка».

Состав рабочей группы формировался постепенно, увеличиваясь по мере роста объема работы, осознания сложности поставленной задачи и повышающегося уровня требований рынка труда к профессиональным компетенциям. На сегодняшний день работа по актуализации Стандарта проводится рабочей группой в следующем составе:

1. Хамзин Рустам Абу Талибович — директор НИИ статистики Росстата, руководитель рабочей группы;

2. Бровчак Сергей Валентинович — канд. экон. наук, заместитель генерального директора Ассоциации участников финансового рынка «Совет по профессиональным квалификациям финансового рынка», доцент Департамента страхования и экономики социальной сферы Финансового университета при Правительстве Российской Федерации;

3. Давлетшина Лейсан Анваровна — канд. экон. наук, доцент кафедры статистики РЭУ имени Г.В. Плеханова;

4. Дарда Екатерина Сергеевна — канд. экон. наук, заведующая кафедрой статистики и математических методов в управлении РТУ МИРЭА;

5. Заварина Елена Сергеевна — канд. экон. наук, старший научный сотрудник, доцент, ведущий научный сотрудник НИИ статистики Росстата, председатель Московского городского отделения Российской ассоциации статистиков;

6. Золотарева Ольга Анатольевна — канд. экон. наук, доцент, ведущий научный сотрудник Института демографических исследований ФНИСЦ РАН, председатель ЭМС по образовательным проектам Ассоциации «Аналитика»;

7. Кривов Виктор Дмитриевич — д-р экон. наук, профессор, заведующий кафедрой статистики Экономического факультета МГУ имени М.В. Ломоносова;

8. Романов Андрей Александрович — д-р экон. наук, профессор, ведущий научный сотрудник НИИ статистики Росстата;

9. Садовникова Наталья Алексеевна — д-р экон. наук, профессор, заведующая кафедрой статистики РЭУ имени Г.В. Плеханова;

10. Салин Виктор Николаевич — канд. экон. наук, профессор, руководитель научной школы «Статистика финансов» Финансового университета при Правительстве Российской Федерации;

11. Хабиб Марина Далхатовна — канд. экон. наук, доцент, доцент Государственного университета управления, ведущий научный сотрудник НИИ статистики Росстата;

12. Хорошилов Александр Владиевич — канд. экон. наук, профессор, главный эксперт по научно-образовательному консалтингу НИИ статистики Росстата;

³ <http://profstandart.rosmintrud.ru>.

⁴ Профессиональный стандарт «Статистик» введен в действие приказом Министерства труда и социальной защиты Российской Федерации от 8 сентября 2015 г. № 605н, рег. № 459.

⁵ Выписка из протокола № 3 от 10 июня 2021 г. заседания Совета по профессиональным квалификациям финансового рынка.

13. Швей Владимир Игоревич – руководитель Научно-образовательного центра «Корпоративный университет Росстата» НИИ статистики Росстата.

За время функционирования рабочая группа:

- осуществила ознакомление с актуальными документами Министерства труда и социальной защиты Российской Федерации, в которых излагаются требования и условия разработки профессиональных стандартов; Положениями управлений Росстата; должностными регламентами служебной деятельности федеральных государственных служащих в сфере официального статистического учета;

- провела анализ запросов работодателей на должности, связанные с выполнением статистической деятельности;

- рассмотрела утвержденный профессиональный стандарт «Демограф»⁶.

Члены рабочей группы регулярно (один раз в 1–2 недели) проводят встречи для обсуждения различных элементов содержания Стандарта, замечаний и предложений, поступивших от лиц, заинтересованных в актуализации профессионального стандарта «Статистик».

Изменение требований к разработке профессиональных стандартов вызвало необходимость специального обучения членов рабочей группы, которые были организованы НИИ статистики Росстата совместно с Советом по профессиональным квалификациям финансового рынка. Обучение проводилось в виде научных семинаров в режиме вебинаров. На первом этапе для участников рабочей группы ряд семинаров и вебинаров провел Бровчак Сергей Валентинович, заместитель генерального директора Ассоциации участников финансового рынка «Совет по профессиональным квалификациям финансового рынка».

Важную роль сыграл семинар, проведенный 10 марта 2022 г., по теме «Направления развития рынка труда специалистов в области профессиональной деятельности «Финансы и экономика»: востребованные и перспективные профессии». В рамках семинара были рассмотрены теоретические вопросы определения среднесрочных и долгосрочных направлений развития рынка труда,

определения новых профессий, формирования и актуализации отраслевой рамки квалификаций. На семинаре выступили следующие эксперты: Перова Ирина Тимофеевна, ведущий научный сотрудник ФГБУ «ВНИИ труда» Минтруда России; Клинк Ольга Фридриховна, руководитель Базового центра Национального агентства развития квалификаций; Швей Владимир Игоревич, руководитель Научно-образовательного центра «Корпоративный университет Росстата» НИИ статистики Росстата; Демидов Дмитрий Николаевич, консультант Университета Банка России; Бровчак Сергей Валентинович, заместитель генерального директора Ассоциации участников финансового рынка «Совет по профессиональным квалификациям финансового рынка».

В связи с расширением круга рассматриваемых проблем и требований к содержанию Стандарта сроки актуализации были продлены. Тем не менее, несмотря на продолжающуюся работу, первый вариант профессионального стандарта «Статистик» был подготовлен и обсужден 1 апреля 2022 г. на совещании у заместителя руководителя Федеральной службы государственной статистики С.Н. Егоренко. На совещании рабочей группе было рекомендовано:

- 1) доложить в Минтруд России о ходе выполнения Плана актуализации профессионального стандарта «Статистик», об изменении сроков выполнения запланированных мероприятий в связи с необходимостью доработки подготовленного проекта и переносе сроков завершения актуализации Стандарта на декабрь 2022 г.;

- 2) доработать проект Стандарта с учетом действующих образовательных стандартов и рекомендаций, высказанных на совещании;

- 3) совместно с Аналитическим управлением Росстата (Клочкова Е.Н.) и советником руководителя Росстата (Ваган И.С.) подготовить список экспертов для обсуждения вопросов доработки первого варианта Стандарта.

Был разработан и предложен проект первой редакции нового профессионального Стандарта для общественного обсуждения, в котором определены обобщенные трудовые функции (*раздел 2 Стандарта*), указаны трудовые функции и трудовые действия (*раздел 3 Стандарта*).

⁶ Профессиональный стандарт «Демограф» введен в действие приказом Министерства труда и социальной защиты Российской Федерации от 8 июня 2022 г. № 346н «Об утверждении профессионального стандарта «Демограф» (зарегистрировано в Минюсте России 01.07.2022 № 69119).

Первая редакция нового профессионального Стандарта была обсуждена в открытых заседаниях на дискуссионных научно-общественных площадках. Так, 18–20 апреля 2022 г. на Экономическом факультете МГУ имени М.В. Ломоносова состоялась традиционная международная конференция «Ломоносовские чтения». В этом году ее центральной темой стали проблемы проведения экономической политики в кризисных условиях.

В своих выступлениях докладчики затронули широкий спектр как теоретических, так и практических вопросов развития экономики. 18 и 20 апреля текущего года прошло заседание по тематическому направлению «Современные методы анализа цифровой экономики», проходившее на следующих Секциях: «Экономико-математические методы в современных условиях»; «Развитие учета, анализа и аудита в условиях цифровой экономики»; «Статистическое отражение достижений целей устойчивого развития». В рамках этого направления состоялось обсуждение первого варианта актуализации профессионального стандарта «Статистик», подготовленного рабочей группой, сформированной по решению Совета по профессиональным квалификациям финансового рынка на базе НИИ статистики Росстата с привлечением квалифицированных специалистов из ведущих вузов г. Москвы.

На конференции выступили члены рабочей группы Хорошилов А.В. (с докладом «Профессия статистика в цифровую эпоху. Новые компетенции, навыки и стандарты в контексте целей устойчивого развития») и Заварина Е.С. (с докладом «Развитие профессиональных квалификаций в области статистики»). Докладчики ответили на ряд вопросов, касающихся актуализации профессионального стандарта «Статистик». Работа по актуализации Стандарта была одобрена участниками конференции.

18 мая 2022 г. в Институте проблем развития науки РАН состоялась международная научно-практическая конференция «Особенности и перспективы социально-экономического развития Российской Федерации в условиях экономических санкций», где выступили с докладами 4 члена рабочей группы по актуализации профессионального стандарта «Статистик»: Хамзин Р.А. — «Организация работ по актуализации профессионального стандарта «Статистик»,

Хорошилов А.В. — «Образовательная деятельность и консультирование в актуализированном профессиональном стандарте «Статистик», Швей В.И. — «Основные направления актуализации профстандарта «Статистик», Заварина Е.С. — «Проблемы и перспективы развития профессиональных квалификаций в области статистики». Сообщения были заслушаны с большим интересом, докладчикам были заданы вопросы. В целом проделанная работа вызвала одобрение слушателей.

Интерес к работе по актуализации профессионального Стандарта проявили и участники Научной конференции в РЭУ имени Г.В. Плеханова на Неделе статистики. Присутствующие одобрили эту работу и поделились своими проблемами и их решениями при разработке профессиональных стандартов в своих видах деятельности.

На последнем в сезоне 2021–2022 гг. заседании Центрального дома ученых Минобрнауки России Заварина Е.С. подробно остановилась на актуализации профессионального стандарта «Статистик», поделилась проблемами и сложностями работы. Присутствующие на заседании поддержали разработчиков в их деятельности и выразили желание обсудить окончательные результаты перед утверждением.

При активной поддержке Росстата проект профессионального стандарта «Статистик» был направлен для рассмотрения в административные органы федеральной и региональной власти, министерства, ведомства и службы, территориальные комитеты Росстата, крупные агентства и аналитические центры, в некоторые высшие учебные заведения и общественные организации. Большинство из тех, кто откликнулся на просьбу рассмотреть, дать оценку и замечания, продемонстрировали заинтересованность в актуализации и принятии нового Стандарта. Высказанные по представленному варианту замечания и предложения легли в основу большей работы. В настоящее время участники рабочей группы заканчивают анализ замечаний и предложений, учитывают или аргументированно отвергают, формируя содержание профессионального Стандарта. Надо отметить, что все без исключения ценные предложения и замечания учитываются, но есть и такие, которые отклоняются, так как противоречат требованиям к содержанию и форме Стандарта. Есть основание надеять-

ся, что содержание разрабатываемого Стандарта удовлетворит потребности в профессионалах-статистиках в различных видах деятельности на современном уровне развития научной мысли и требований к профессии.

Результаты деятельности рабочей группы регулярно публикуются на сайте Совета по профессиональным квалификациям финансового рынка.

Хамзин Рустам Абу Талибович, директор НИИ статистики Росстата, руководитель рабочей группы;

Бровчак Сергей Валентинович, канд. экон. наук, заместитель генерального директора Ассоциации участников финансового рынка «Совет по профессиональным квалификациям финансового рынка», доцент Департамента страхования и экономики социальной сферы Финансового университета при Правительстве Российской Федерации;

Салин Виктор Николаевич, канд. экон. наук, профессор, руководитель научной школы «Статистика финансов» Финансового университета при Правительстве Российской Федерации.