

Научно-практический
рецензируемый журнал

СТАТИСТИКА И ЭКОНОМИКА

Том 20. № 2. 2023

Учредитель:
РЭУ им. Г.В. Плеханова

Главный редактор
Виталий Григорьевич Минашкин

Зам. главного редактора
Елена Алексеевна Егорова
Павел Александрович Смелов

Ответственный редактор
Никита Дмитриевич Эпштейн

Технический редактор
Елена Ивановна Аникеева

Журнал издается с 2004 года.
Свидетельство о регистрации СМИ:

ПИ № ФС77-65889

от 27.05.16 г.

ISSN 2500-3925 (Print)

Все права на материалы,
опубликованные
в номере, принадлежат журналу
«Статистика и экономика».
Перепечатка материалов,
опубликованных в журнале, без
разрешения редакции запрещена.
При цитировании материалов ссылка
на журнал «Статистика и экономика»
обязательна.

Мнение редакции может не совпадать
с мнением авторов

Журнал включен ВАКом в перечень
периодических научных изданий.

Тираж журнала
«Статистика и экономика»
1500 экз.

Адрес редакции:
117997, г. Москва,
Стремянный пер., 36, корп. 6, офис 345
Тел.: (499) 237-83-31, (доб. 18-04)
E-mail: Smelov.PA@rea.ru
Адрес сайта: www.statecon.rea.ru

Подписной индекс журнала
в каталоге «Урал-Пресс»: 80246

© ФГБОУ ВО
«РЭУ им. Г. В. Плеханова», 2023

Подписано в печать 19.04.23.
Формат 60x84 1/8. Цифровая печать.
Печ. л. 10. Тираж 1500 экз.
Заказ

Напечатано в ФГБОУ ВО
«РЭУ им. Г.В. Плеханова».
117997, Москва, Стремянный пер., 36

СОДЕРЖАНИЕ

ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА

- Т.И. Гуляева, Е.В. Такмакова, В.И. Савкин*
Социально-экономические факторы воспроизводства
населения в России и в разрезе федеральных округов
страны..... 4
- О.С. Кошевой*
Оценка коэффициента напряженности на рынке труда.
Региональный аспект 13

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА

- Н.С. Айюбова*
Анализ влияния мировых цен на нефть на ВВП
(на примере Азербайджанской Республики) 22
- А.А. Алетдинова, А.В. Корицкий, А.Н. Шадринцева*
Сравнительная оценка влияния человеческого капитала
на доходы населения в европейских и азиатских регионах
России 42
- В.Н. Салин, О.Ю. Ситникова, О.Г. Третьякова*
Представление финансовых активов в статистике
внешнеэкономических связей 52

ИНФОРМАЦИОННО-КОММУНИКАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ В СТАТИСТИКЕ

- Л.П. Бакуменко, Н.С. Васильева*
Цифровые активы и мировая экономика: как
использование статистических моделей может помочь в
прогнозировании цены на Биткоин 69

Scientific and practical reviewed
journal

STATISTICS AND ECONOMICS

Vol. 20. № 2. 2023

Founder:

Plekhanov Russian University of
Economics

Editor in chief

Vitaliy G. Minashkin

Deputy editor

Elena A. Egorova

Pavel A. Smelov

Executive editor

Nikita D. Epshtein

Technical editor

Elena I. Anikeeva

Journal issues since 2004.

Mass media registration certificate:

ФЦ77-65889 от 27.05.16.

ISSN 2500-3925 (Print)

All rights for materials published in the
issue belong to the journal
«Statistics and Economics».

Reprinting of articles published in the
journal, without the permission of the
publisher is prohibited.

When citing a reference to the journal
«Statistics and Economics» is obligatory.

Editorial opinion may be different from
the views of the authors

The journal is included in the list of VAK
periodic scientific publications.

Journal articles are reviewed.

The circulation of the journal

«Statistics and Economics» –

1,500 copies.

Editorial office:

117997, Moscow,

Stremyanny lane. 36, Building 6, office 345

Tel.: (499) 237-83-31 (18-04)

E-mail: Smelov.PA@rea.ru

Web: www.statecon.rea.ru

Subscription index of journal
in catalogue «Ural-Press»: 80246

© Plekhanov Russian University of
Economics, 2023

Signed to print 19.04.23.

Format 60x84 1/8. Digital printing.

Printer's sheet 10. 1500 copies.

Order

Printed in Plekhanov Russian University
of Economics,

Stremyanny lane. 36, Moscow, 117997,
Russia

CONTENTS

DEMOGRAPHIC STATISTICS

Tatiana I. Gulyaeva, Elena V. Takmakova, Vladimir I. Savkin
Socio-Economic Factors of Population Reproduction in Russia
and in the Context of Federal Districts 4

Oleg S. Koshevoy
Assessment of the Coefficient of Tension in the Labor Market.
Regional Aspect 13

ECONOMIC STATISTICS

Natavan S. Ayyubova
Analysis of the Impact of Global Oil Prices On GDP
(on the Example of the Azerbaijan Republic) 22

Anna A. Aletdinova, Aleksey V. Koritskiy, Anna N. Shadrintseva
Comparative Assessment of the Human Capital Impact on
the Population Income in the European and Asian Regions
of Russia 42

Viktor N. Salin, Oksana Y. Sitnikova, Olga G. Tretyakova
Presentation of Financial Assets in the Statistics of Foreign
Economic Relations..... 52

INFORMATION AND COMMUNICATION TECHNOLOGIES IN STATISTICS

Ludmila P. Bakumenko, Nadezhda S. Vasileva
Digital Assets and the Global Economy:
How the Use of Statistical Models Can Help Bitcoin Price
Prediction 69

Редакционная коллегия

АСТАШОВА Ирина Викторовна, д.ф.-м.н., профессор, профессор кафедры дифференциальных уравнений, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия

АРХИПОВА Марина Юрьевна, д.э.н., профессор, факультет экономических наук, Департамент статистики и анализа данных, Высшая школа экономики – национальный исследовательский университет, Москва, Россия

БАКУМЕНКО Людмила Петровна, д.э.н., профессор, заведующая кафедрой прикладной статистики и информатики, Марийский государственный университет, Йошкар-Ола, Россия

ВОЛКОВА Виолетта Николаевна, д.э.н., профессор, профессор кафедры системного анализа и управления, Санкт-Петербургский государственный политехнический университет, Санкт-Петербург, Россия

ГЕВОРКЯН Эдуард Аршавирович, д.ф.-м.н., профессор кафедры Высшей математики, Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова, Москва, Россия

ГЛИНКИНА Светлана Павловна, д.э.н., профессор, заведующая кафедрой общей экономической теории Московской школы экономики, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия

ЕЛИСЕЕВА Ирина Ильинична, д.э.н., профессор, член-корреспондент РАН, Заслуженный деятель науки Российской Федерации, заведующая кафедрой статистики и эконометрики, Санкт-Петербургский государственный экономический университет, г. Санкт-Петербург, Россия

ЗАРОВА Елена Викторовна, д.э.н., профессор, начальник отдела обработки и анализа статистической информации, Департамент экономической политики и развития города Москвы, руководитель Центрально-Евразийского представительства Международного статистического института, Москва, Россия

КАРМАНОВ Михаил Владимирович, д.э.н., профессор, профессор кафедры отраслевой и бизнес-статистики, Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова, Москва, Россия

КУЧМАЕВА Оксана Викторовна, д.э.н., профессор, профессор кафедры народонаселения экономического факультета Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова, Москва, Россия.

КЮРКЧАН Александр Гаврилович, д.ф.-м.н., профессор, заведующий кафедрой теории вероятностей и прикладной математики, Московский технический университет связи и информатики, Москва, Россия

ЛАЙКАМ Константин Эмильевич, д.э.н., заместитель руководителя Федеральной службы государственной статистики Российской Федерации, Москва, Россия

ЛУЛА Павел, доктор наук, доцент, заведующий кафедрой вычислительных систем, Краковский экономический университет, Краков, Польша

МОТОРИН Руслан Миколайович, д.э.н., профессор кафедры статистики и эконометрии, Киевский национальный торгово-экономический университет, Киев, Украина

МКХИТАРЯН Владимир Сергеевич, д.э.н., профессор, заведующий отделением статистики, анализа данных и демографии, заведующий кафедрой статистических методов, Высшая школа экономики – национальный исследовательский университет, Москва, Россия

САДОВНИКОВА Наталья Алексеевна, д.э.н., профессор, заведующая кафедрой статистики, Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова, Москва, Россия

САЖИН Юрий Владимирович, д.э.н., профессор, заведующий кафедрой статистики, эконометрики и информационных технологий в управлении, Национальный исследовательский Мордовский государственный университет имени Н. П. Огарева, Саранск, Россия

УПАДХАЯ Шьям, руководитель статистического отдела ЮНИДО, Организация Объединенных Наций по промышленному развитию, Вена, Австрия

ШУВАЛОВА Елена Борисовна, д.э.н., профессор, начальник управления аттестации научных кадров, Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова, Москва, Россия

Editorial Board

Irina V. ASTASHOVA, Dr. Sci. (Phys.-Math.), Professor, Professor of the Differential Equations Department, Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia

Marina Yu. ARKHIPOVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Faculty of Economic Sciences, Department of Statistics and Data Analysis, Higher School of Economics – National Research University, Moscow, Russia

Lyudmila P. BAKUMENKO, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of Applied Statistics and Informatics Department, Mari State University, Yoshkar-Ola, Russia

Violetta N. VOLKOVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Professor of System Analysis and Management Department, Saint Petersburg State Polytechnic University, Saint Petersburg, Russia

Eduard A. GEVORKYAN, Dr. Sci. (Phys.-Math.), Professor of the Department of Higher Mathematics, Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia

Svetlana P. GLINKINA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of the General Economic Theory Department, Moscow School of Economics, Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia

Irina I. ELISEEVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Corresponding Member of Russian Academy of Sciences, Head of Statistics and Econometrics Department, Saint-Petersburg State University of Economics, Saint-Petersburg, Russia

Elena V. ZAROVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of the Department of Processing and Analysis of Statistical Information, Department of Economic Policy and Development of Moscow, Chair of ISI Central Eurasia Outreach Committee, Moscow, Russia

Mikhail V. KARMANOV, Dr. Sci. (Economics), Professor, Professor of the Department of Industrial and Business Statistics, Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia

Oksana V. KUCHMAEVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Professor of the Department of population, faculty of Economics, Moscow state University. M. V. Lomonosova, Moscow, Russia

Alexander G. KYURKCHAN, Dr. Sci. (Phys.-Math.), Professor, Head of the Theory of Probability and Applied Mathematics Department, Moscow Technical University of Communications and Informatics, Moscow, Russia

Konstantin E. LAYKAM, Dr. Sci. (Economics), Deputy Head, Federal State Statistics Service of the Russian Federation, Moscow, Russia

Pawel LULA, Dr. hab., Associate Professor, Head of the Department of Computational Systems, Cracow University of Economics, Cracow, Poland

Ruslan M. MOTORIN, Dr. Sci. (Economics), Professor of Statistics and Econometrics Department, Kiev National University of Trade and Economics, Kiev, Ukraine

Vladimir S. MKHITARYAN, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of the Department of Statistics, Data Analysis and Demography, Head of the Department of Statistical Methods, Higher School of Economics – National Research University, Moscow, Russia

Natalia A. SADOVNIKOVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of Statistics Department, Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia

Yury V. SAZHIN, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of the Department of Statistics, Econometrics and Information Technologies in Management, Ogarev Mordovia State University, Saransk, Russia

Shyam UPADHYAYA, Chief, UNIDO Statistics Unit, United Nations Industrial Development Organization, Vienna, Austria

Elena B. SHUVALOVA, Dr. Sci. (Economics), Professor, Head of the Department of Scientific Personnel Certification, Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia

Социально-экономические факторы воспроизводства населения в России и в разрезе федеральных округов страны

Цель исследования. Установление специфики воспроизводства населения России в современных условиях развития экономики в целом и в разрезе федеральных округов.

Материалы и методы. В процессе написания статьи авторами использованы нормативно-правовые акты Правительства РФ, материалы Федеральной службы государственной статистики, труды отдельных ученых и общественных организаций по проблемам воспроизводства населения. В ходе работы использованы такие статистические методы исследования как: табличные и графические методы, анализ показателей рядов динамики.

Результаты. Изучена численность населения Российской Федерации и компоненты ее изменения за 1990–2021 гг., динамика коэффициентов рождаемости и смертности за 1950–2021 гг., рассмотрены причины снижения суммарного коэффициента рождаемости и чистого коэффициента воспроизводства населения, в том числе в разрезе федеральных округов.

Заключение. В настоящее время численность населения Российской Федерации не достигла уровня 1990 года. Колебания общего прироста населения, обусловлены, в основном, колебаниями миграционного прироста. В условиях низкой рождаемости и высокой смертности, миграционная компонента является определяющим фактором увеличения численности населения. С 1992 года установлена естественная убыль населения (за исключением 2013–2015 гг.). Величина миграционного прироста превысила естественную убыль в 2009–2017 гг., что обеспечило общий прирост населения.

Пересечение кривых динамики коэффициента рождаемости и коэффициента смертности в Российской Федерации установлено в 1992 и 2016 гг. С 2012 по 2016 гг. коэффициент есте-

ственного прироста приближается к нулевому уровню, а затем формируется тенденция его снижения, то есть убыли населения. Основной причиной снижения рождаемости в России является демографическое, социально-экономическое состояние общества, при котором установлено устойчивое снижение суммарного коэффициента рождаемости, демографическое старение населения, изменение структуры семьи. За последние 30 лет в стране отмечается суженное воспроизводство населения, что можно рассматривать как потенциальную депопуляцию.

Установлена высокая вариация суммарного коэффициента рождаемости в разрезе федеральных округов России. В Центральном федеральном округе и Северо-Западном федеральных округах за период 1990–2021 гг. суммарный коэффициент рождаемости не превышал среднероссийский уровень этого показателя. За последние три года (2019–2021 гг.) суммарный коэффициент рождаемости снижается в Северо-Западном, Южном, Приволжском, Сибирском федеральных округах.

Для устранения негативных тенденций уровня рождаемости в регионах необходимо создание рабочих мест, формирование нормальных жилищных условий, обеспечение устойчивого роста реальных доходов населения, организация современного уровня здравоохранения, образования, развитие сети дошкольных учреждений, поддержка семьи.

Ключевые слова: численность населения, компоненты изменения численности населения, коэффициент рождаемости, коэффициент смертности, коэффициент естественного прироста, суммарный коэффициент рождаемости, чистый коэффициент воспроизводства населения.

Tatiana I. Gulyaeva¹, Elena V. Takmakova², Vladimir I. Savkin¹

¹ Orel State Agrarian University named after N.V. Parakhin, Orel, Russia

² Orel State University named after I.S. Turgenev, Orel, Russia

Socio-economic Factors of Population Reproduction in Russia and in the Context of Federal Districts

The purpose of the study. Establishing the specifics of reproduction of the Russian population in the modern conditions of economic development in general and in the context of federal districts.

Materials and methods. In the process of writing the article, the authors used regulatory legal acts of the Government of the Russian Federation, materials of the Federal State Statistics Service, the works of individual scientists and public organizations on the problems of population reproduction. In the course of the work, such statistical research methods as tabular and graphical methods, analysis of indexes of dynamics series were used.

Results. The population of the Russian Federation and the components of its change for 1990–2021, the dynamics of fertility and mortality rates for 1950–2021 were studied, the reasons for the decline in the total fertility rate and the net coefficient of population reproduction, including in the context of federal districts, were considered.

Conclusion. Currently, the population of the Russian Federation has not reached the level of 1990. Fluctuations in the total population growth are mainly caused by fluctuations in migration growth. In conditions of low fertility and high mortality, the migration component is the determining factor of population growth. Since 1992, the natural decline of the population has been established (with the exception of 2013–2015). The amount of migration growth exceeded the natural decline in 2009–2017, which ensured the overall population growth.

The intersection of the curves of the dynamics of the fertility rate and the mortality rate in the Russian Federation was established in 1992 and 2016. From 2012 to 2016 the coefficient of natural growth is approaching zero, and then a downward trend is formed, that is, a decrease in the population.

The main reason for the decline in the birth rate in Russia is the

demographic, socio-economic state of society, in which a steady decline in the total fertility rate, demographic aging of the population, and changes in the family structure have been established. Over the past 30 years, there has been a narrowed reproduction of the population in the country, which can be considered as a potential depopulation.

A high variation of the total fertility rate in the context of federal districts of Russia has been established. In the Central Federal District and the North-Western Federal Districts for the period 1990–2021, the total fertility rate did not exceed the average Russian level of this index. Over the past three years (2019–2021), the total fertility

rate has been decreasing in the Northwestern, Southern, Volga, and Siberian Federal Districts.

In order to eliminate negative trends in the birth rate in the regions, it is necessary to create jobs, form normal housing conditions, ensure sustainable growth in real income of the population, organize a modern level of healthcare, education, develop a network of preschool institutions, and support families.

Keywords: population size, components of population change, fertility rate, mortality rate, natural growth rate, total fertility rate, net population reproduction rate.

Введение

В «Стратегии народосбережения в Российской Федерации до 2050 года» отмечено, что народосбережение — высший национальный приоритет России. Основными целями Стратегии до 2050 года являются: достижение численности населения более 160 млн. чел.; достижение значения суммарного коэффициента рождаемости более 3,0 (к 2035 году — более 2,1); достижение ожидаемой продолжительности жизни более 90 лет (к 2030 году — более 80 лет). Одними из приоритетов Стратегии названы: создание необходимых социально-экономических условий, обеспечивающих устойчивый рост рождаемости, сокращение смертности, увеличение продолжительности жизни; повышение миграционной привлекательности России для соотечественников, проживающих за рубежом [1]. Процесс самосохранения населения в ходе непрерывных изменений называют воспроизводством населения. Воспроизводство населения — постоянное возобновление численности и структуры населения в ходе смены поколений людей на основе рождаемости и смертности, а также миграции. Этот процесс постоянно изучается и отражается при использовании системы показателей.

Д. В. Реут считает, что 30 лет назад наступил новый этап мирового развития. Его «визитная карточка» зашифрована в столбцах демографических таблиц: коэффициент рождаемости в развитых странах ев-

ропейской культуры, а также в России опустился и устойчиво держится ниже уровня простого воспроизводства [2].

Проблемы воспроизводства населения в Российской Федерации всегда находились в центре социально-экономической политики государства, о чем свидетельствует целый ряд нормативно-правовых актов: Концепция демографической политики Российской Федерации на период до 2025 года [3], Стратегия развития воспитания в Российской Федерации на период до 2025 года [4], Концепция государственной семейной политики в Российской Федерации до 2025 года [5], Федеральная программа «Дети России» [6], национальный проект «Демография» [7]. Для исправления демографического положения в стране в последние годы Правительство РФ приняло комплекс мер по повышению уровня жизни населения.

Основная часть

Российская Федерация — одно из самых крупных государств мира, с самой протяженной границей. По состоянию на 1 января 2022 года площадь ее территории составила 17125,2 тыс. км², численность населения — 145557,6 тыс. чел. По численности населения Россия занимает девятое место в мире, уступая государствам с небольшой территорией (Бангладеш, Пакистан, Нигерия, Индонезия и др.) [8].

Стратегия национальной безопасности Российской Федерации определяет следующие

национальные цели: сохранение населения, здоровья и благополучия людей путем обеспечения устойчивого социально-экономического развития государства [9]. В 2021 году по сравнению с 1990 годом численность населения Российской Федерации сократилось на 1,5%, что составило 261 млн. чел. За период 2010–2021 гг. численность населения страны увеличилась на 1,8% [10].

По состоянию на 1 января 1970 года. Численность населения РФ составила 129,9 млн. чел., в том числе: городское — 80,6, сельское — 49,3 млн. чел. Численность населения России возросла за пятилетия следующим образом: 1971–1975 гг. — на 2,3%, 1976–1980 гг. — на 2,7%, 1981–1986 гг. — на 2,7%, 1986–1990 — на 2,9%. В 1990 году численность населения нашего государства составила 147,7 млн. чел., в том числе городское — 108,8 и сельское — 38,9 млн. чел.

26 декабря 1991 года Совет Республик Верховного совета СССР принял декларацию о прекращении существования СССР. Это имело экономические, социальные, политические и иные последствия. После распада СССР экономика России находилась в тяжелом состоянии. В стране наблюдался продовольственный кризис, золотовалютные резервы «таяли», в «наследство» России от СССР достался внешний государственный долг в размере 70 млрд. долл. [11]. Начинают реализовываться радикальные экономические реформы: к концу 1992 началу 1993 гг. при-

ватизация и экономическая политика «шоковой терапии» привела к резкому обнищанию населения, галопирующей инфляции, спаду производства, росту безработицы, ухудшению демографической ситуации, криминализации экономики. Миллионы работников остались без средств к существованию из-за закрытых заводов и фабрик, ликвидации колхозов и совхозов, больниц и школ в неперспективных поселениях.

В табл. 1 представлены компоненты изменения численности населения РФ за период 1990–2021 гг.

Самая большая численность населения была в 1993 году – 148561,7 тыс. чел., после чего началось снижение данного показателя. За период 1991–1995 гг. численность населения увеличилась на 17,9 тыс. чел. за счет миграционного прироста в 2560,3 тыс. чел. За счет превышения уровня смертности над уровнем рождаемости Россия потеряла за указанный период 2542,4 тыс. чел. Уменьшение численности населения за счет естественных причин установлено в 1992 г. – 219,2, 1993 г. – 732,1, 1994 г. – 874,0, 1995 г. – 822,0 тыс. чел. Второй пик смертности связан с денежным кризисом августа 1998 года, потерями огромного количества сбережений населения, разорением множества мелких и средних предприятий. С 1995 по 2008 гг. в России установлено устойчивое снижение численности населения за счет превышения естественной убыли над миграционными приростами. За этот период РФ потеряла 5722,7 тыс. чел., в том числе естественная убыль составила 10795,2 тыс. чел.

С 1 января 2007 года была введена мера государственной поддержки российских семей – это материнский или семейный капитал. В 2009 году, впервые за 14 лет, общий прирост населения составил 96,3 тыс. чел., в 2010 году – 31,9 тыс. чел. За пятилетие 2011–

Компоненты изменения численности населения в РФ, тыс. чел. [12, 13]
Components of population change in the Russian Federation, thousand people [12, 13]

Период, гг.	Численность населения (в среднем за год)	Компоненты изменения			Темп роста (снижения), %
		общий прирост (снижение)	в том числе:		
			естественный прирост (снижение)	миграционный прирост (снижение)	
1990	147665,1	608,6	333,6	275,0	100,4
1991–1995	148433,2	17,9	-2542,4	2560,3	100,1
1996–2000	147710,4	-1988,0	-4076,5	2088,5	99,1
2001–2005	145010,2	-3067,0	-4377,3	1310,3	98,3
2006–2010	142883,5	-371,2	-2007,9	1636,7	99,7
2011–2015	143840,6	1379,3	-43,7	1423,0	102,4
2016–2020	146752,0	-373,7	-1382,0	1008,3	100,1
2021	146171,0	-613,4	-1043,3	429,9	99,6

2015 гг. население России возросло на 1379,3 тыс. чел. Следует отметить, что постоянное население России на начало 2015 года насчитывало 146,3 млн. чел., в том числе 2,3 млн. чел. проживало в Крымском федеральном округе, образованном в 2014 году. Естественный прирост населения РФ с учетом данных по Крымскому федеральному округу составил за 2014 г. 33,7 тыс. чел., а ми-

грационный прирост – около 300 тыс. чел. [13] Даже без учета Крыма население России увеличивалось в течение девяти лет – с 2009 по 2017 гг.

Отличительной чертой периода 2018–2021 гг. является уменьшение численности населения за счет естественных факторов. Основной причиной уменьшения численности населения является превышение коэффициента смертности над

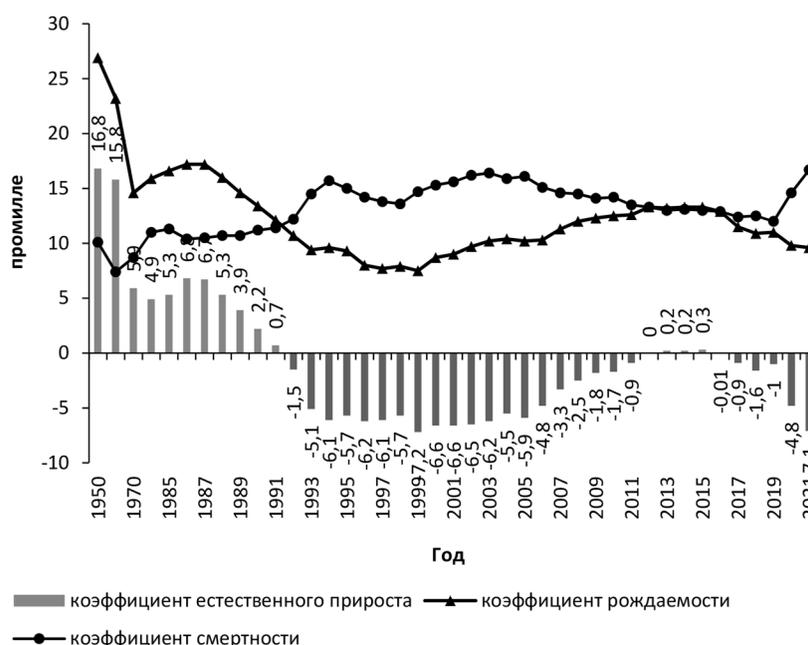


Рис. 1. «Русский крест» (построено авторами)
Fig. 1. “Russian Cross” (made by the authors)

коэффициентом рождаемости. Динамика этих показателей представлена на рис. 1.

В 1992 году впервые за долгие годы было зарегистрировано превышение смертности над рождаемостью. Демографический кризис в России, представленный печально известным пересечением кривых коэффициента рождаемости и коэффициента смертности, который получил название «Русский крест». «Русский крест» — название демографической тенденции в России, вызванное нахождением населения в последней фазе демографического перехода, характерными признаками которого являются: постепенное растущая смертность (сначала выше уровня воспроизводства населения — 2,1 рождений на 1 женщину, а затем выше уровня рождаемости) и постепенное снижение суммарного коэффициента рождаемости (в начале ниже уровня воспроизводства населения, а затем ниже уровня смертности) [14]. «Русский крест» назван так потому, что ни в одной стране мира не было ситуации, когда одновременно и рождаемость падала, и смертность росла, да еще с таким катастрофическим размахом.

Пересечение кривых рождаемости и смертности впервые произошло в 1992 году. В 1950 г. коэффициент рождаемости составлял 26,9 промилле, в 1960 г. — 23,2 промилле, в 1970 г. — 14,6 промилле. С 1970 по 1987 гг. этот индикатор имел тенденцию к росту, а затем его уровень сокращается, но еще превышает коэффициент смертности (до 1992 года). С 1992 по 2012 гг. эта негативная тенденция сохраняется. В 2012 г. коэффициент рождаемости равняется коэффициенту смертности. В 2013, 2014, 2015 гг. коэффициент рождаемости незначительно превышает коэффициент смертности. В 2012 и 2016 гг. кривые коэффициентов рождаемости

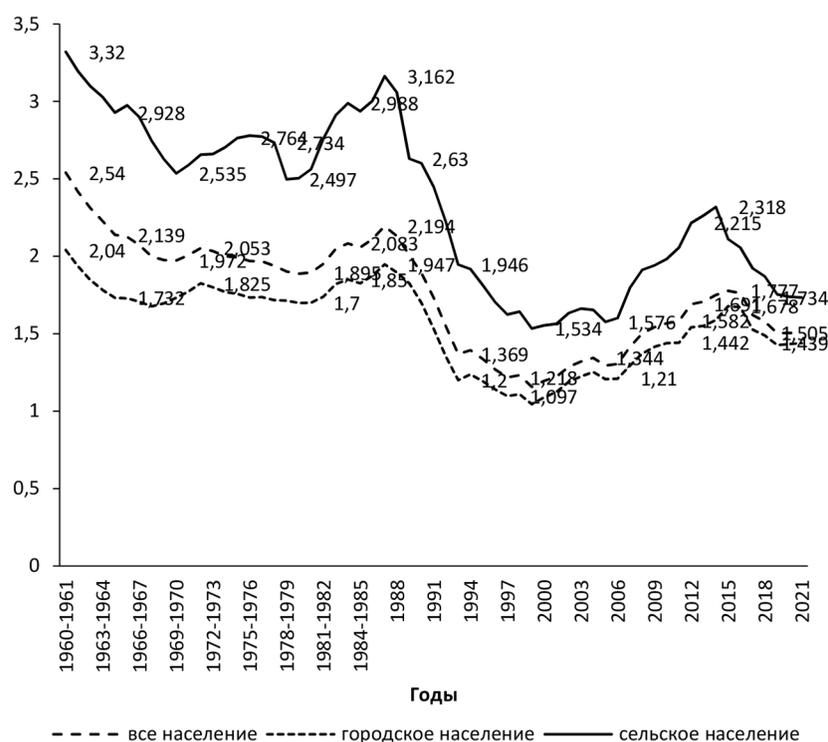


Рис. 2. Динамика суммарного коэффициента рождаемости в Российской Федерации в 1960–2021 гг. (построено авторами на базе 16, 17)

Fig. 2. Dynamics of the total fertility rate in the Russian Federation in 1960–2021 (made by the authors on the basis of 16, 17)

и смертности пересекаются и значительно расходятся к 2020 и 2021 гг., в которые коэффициент рождаемости составлял соответственно 9,8 и 9,6 промилле, а коэффициент смертности — 14,6 и 16,7 промилле (представляется, что этот резкий рост коэффициентов смертности связан с пандемией COVID-19).

Изучим причины уменьшения уровня рождаемости в Российской Федерации. Главной причиной снижения рождаемости в России, как и в большинстве стран мира, является демографическое состояние, при котором установлено постоянное снижение суммарного коэффициента рождаемости и демографическое старение населения Земли.

Рассмотрим суммарный коэффициент рождаемости, который позволяет оценить состояние уровня рождаемости с позиций обеспечения воспроизводства населения. Суммарный коэффициент рожда-

емости показывает, сколько в среднем детей родила бы одна женщина на протяжении всего репродуктивного периода (15–49 лет) при сохранении в каждом возрасте уровня рождаемости того года, для которого вычисляется показатель. Его величина не зависит от возрастного состава населения и характеризует средний уровень рождаемости в данном календарном периоде. Суммарный коэффициент рождаемости рассчитывается как сумма возрастных коэффициентов рождаемости для возрастных групп от 15 до 49 лет [15]. Для сохранения численности населения на одном уровне нужен суммарный коэффициент рождаемости около 2,1 рождений на одну женщину в течение репродуктивного периода.

Динамика суммарного коэффициента рождаемости представлена на рис. 2.

В России суммарный коэффициент рождаемости выше 2,1 рождений на одну женщи-

ну репродуктивного возраста (обеспечивающий воспроизводство населения) установлен в 1960–1966 гг., 1985–1988 гг. Следует отметить, что данный показатель для городского населения за 1960–2021 гг. не достигал уровня 2,1. Суммарный коэффициент рождаемости сельского населения в 1960–1961 гг. составил 3,320 и до 1993 г. обеспечивал воспроизводство населения. Эта тенденция наблюдается также в 2012–2015 гг. Самые низкие уровни этого показателя установлены в 1999 г. (1,157), 2000 г. (1,195), 1997 г. (1,218), 2001 г. (1,223); городское население: 1997 г. – 1,097; 1998 г. – 1,109; 1999 г. – 1,045; 2000 г. – 1,089; сельское население: 1999 г. – 1,534; 2000 г. – 1,554; 2001 г. – 1,564.

В 1990 г. суммарный коэффициент рождаемости составил 1,892; для городского населения – 1,698; для сельского населения – 2,600; и за последующие годы эти уровни не были достигнуты. За счет этого фактора, уменьшения количества рожденных детей сокращается численность населения России.

На 1 января 2022 года численность мужчин составила 67,7 млн. чел., женщин – 77,9 млн. чел. На 1000 мужчин к началу 2022 г. приходилась 1151 женщина. Численное превышение женщин над мужчинами отмечается в возрасте, начиная с 36 лет. Такое неблагоприятное соотношение сложилось из-за высокого уровня преждевременной смертности мужчин. В возрасте 15–49 лет на 1000 мужчин приходится 1006 женщин; 35–40 лет – 1014, 40–44 лет – 1054, 45–49 лет – 1103. Численность женщин в возрасте 15–49 лет равна 33967610 чел. В общей численности населения удельный вес составляет: моложе трудоспособного возраста (до 15 лет) – 18,8%, трудоспособного возраста – 57,2%, старше трудоспособного возраста –

Возрастные коэффициенты рождаемости в Российской Федерации [12,17]

Age-specific fertility rates in the Russian Federation [12,17]

Годы	родившихся живыми на 1000 женщин в возрасте, лет:								
	15–17	18–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	15–49
1964–1965	22,7		150,8	122,8	77,3	39,2	13,4	1,5	62,0
1990	17,8	112,8	156,5	93,1	48,2	19,4	4,2	0,1	55,2
2000	10,0	55,3	93,6	67,3	35,2	11,8	2,4	0,1	32,1
2010	10,4	46,3	87,5	99,2	67,3	30,0	5,9	0,3	47,8
2020	5,0	28,9	73,6	92,6	70,8	39,2	9,2	0,6	41,8
2021	13,5		70,8	94,8	71,0	40,1	9,5	0,6	41,0

24,0%, в том числе женщины соответственно: 17,1; 51,3; 31,6%. Демографическая нагрузка населения трудоспособного возраста в России (на 1000 лиц трудоспособного возраста приходится нетрудоспособных) всего 749, моложе трудоспособного возраста – 328, старше трудоспособного возраста – 421.

Численность населения в возрасте 65 лет и более в процентах от общей численности составляет 16,0%, из них городское население – 15,9%, сельское население – 16,6%. Средний возраст населения на 1 января 2022 года равен 40,48 лет, мужчины – 37,73 лет, женщины – 42,86 года.

Для сравнительного анализа приведем данные итоги переписи населения по состоянию на 1 января 1989 года. Численность мужчин составляла 68,7 млн. чел., женщин – 78,3 млн. чел.; на 1000 мужчин приходилось 1140 женщин. В возрасте 15–49 лет на 1000 мужчин приходилось 997 женщин; в возрасте 35–39 лет – 1007, 40–44 лет – 1029, 45–49 лет – 1112 женщин. Численность женщин в возрасте 15–49 лет равнялась 36158586 чел. В общей численности населения доля населения моложе трудоспособного возраста составляла 24,5%, трудоспособного возраста – 57,0%, старше трудоспособного возраста – 18,5%, в том числе женщины соответственно: 22,6; 51,5; 25,9 %. Демографическая нагрузка населения трудоспособного возраста со-

ставляла 754 человека, из них моложе трудоспособного возраста – 430 чел., старше трудоспособного возраста – 324 чел. Численность населения старше 65 лет в общей численности составляла 9,6%, из них городское население – 8,8%, сельское – 11,9%; средний возраст населения на 1 января 1990 г. составлял 34,9 лет, мужчин – 32,1 лет, женщин – 37,4 лет.

В 1964–1965 гг. суммарный коэффициент рождаемости был равен 2,135, что свидетельствует о естественном воспроизводстве населения. За этот период на 1000 женщин родилось 62,0 детей, большинство которых рождены в возрастных группах: 20–24 лет – 150,8, 25–29 лет – 122,8, 30–34 лет – 77,3.

В 1990 г. установлено снижение рождений в сторону молодых возрастов: 18–19 лет – 112,8, 20–24 лет – 156,5, 25–29 лет – 93,1.

В 2000 г. на 1000 женщин в возрасте 15–49 лет рождено 32,1 детей. Отмечается сокращение по сравнению с 1990 г. родившихся на 1000 женщин в возрастной группе 18–19 лет в 2,1 раза, 20–24 лет – на 40%, 25–29 лет – на 27,3%.

Особенностью 2010 г. является увеличение родившихся на 1000 женщин в более старшем возрасте; по сравнению с уровнем 1990 г. это увеличение составило в возрасте 25–29 лет – на 6,6%, 30–34 лет – на 39,6%, 35–39 лет – на 54,6%, 40–44 лет – на 40,5%, 45–49 лет – в 3 раза.

В 2020 г. по сравнению с 1990 годом увеличилось число родившихся на 1000 женщин в возрасте 30–34 лет – на 46,9%, 35–39 лет – в 2 раза, 40–44 лет – в 2,1 раза, 45–49 лет – в 6 раз.

Средний возраст женщин, родивших ребенка в данном году составил: 1964–1965 гг. – 27,6 лет, 1990 г. – 25,3 лет, 2000 г. – 25,8 лет, 2010 лет – 27,7 лет, 2020 г. – 28,8 лет.

Изучение родившихся по брачному состоянию матери показало, что вне зарегистрированного брака доля детей составила: в 1965 г. – 13,0%, 1990 г. – 14,6%, 2000 г. – 28,0%, 2010 г. – 24,9%, 2020 г. – 21,7%; в 2021 году установленная тенденция смещения уровня родившихся живыми в группы старшего возраста не изменилась.

Социальные программы поддержки материнства должны учитывать и тот факт, что современные женщины в начале ставят приоритет получение образования, профессиональную карьеру. Представляется, что для увеличения уровня рождаемости необходимо развивать и поддерживать институт семьи, создавать рабочие места в регионах, чтобы молодежь имела возможность работать, создавать семьи и воспитывать детей. В 2020 году каждая пятая женщина воспитывает ребенка в одиночку; одновременно многие мужчины из регионов страны в поисках достойного заработка работают вахтовым методом, что также отрицательно сказывается на крепости семей.

Одним из показателей воспроизводства населения является чистый коэффициент воспроизводства (нетто-коэффициент воспроизводства) женского населения вычисляется как сумма произведений возрастных коэффициентов рождаемости на соответствующие числа живущих женщин из таблиц смертности за тот же период, умноженная на долю девочек среди родив-

Чистый коэффициент воспроизводства населения в Российской Федерации [12]
Net reproduction rate of the population in the Russian Federation [12]

Годы	Все население	в том числе	
		городское	сельское
1961–1962	1,095	0,882	1,425
1964–1965	0,971	0,790	1,351
1990	0,895	0,803	1,227
2000	0,561	0,512	0,727
2010	0,745	0,684	0,939
2020	0,720	0,686	0,830

шихся в те годы (или год), для которых вычислен коэффициент. Он показывает, сколько в среднем девочек, рожденных одной женщиной на протяжении всей ее жизни, дожило бы до возраста матери при их рождении, если бы в каждом возрасте сохранились уровни рождаемости и смертности данного периода. Этот коэффициент характеризует степень замещения поколения женщин их дочерьми при длительном сохранении существующих уровней рождаемости и смертности. Чистый коэффициент воспроизводства представляет собой обобщенную характеристику уровней рождаемости и смертности, существующих в данный период, а не ближайших перспектив роста [12].

Приведенные коэффициенты – это количественная мера замещения материнского поколения дочерним. В зависимости от величины нетто-коэффициента воспроизводства населения различают три типа воспроизводства населения: нетто-коэффициент больше 1 – воспроизводство расширенное, население растет; нетто-коэффициент менее 1 – воспроизводство суженное, население убывает; нетто-коэффициент равен 1 – воспроизводство простое, численность населения не меняется.

Значение чистого коэффициента воспроизводства населения в России в динамике представлено в табл. 4.

В Российской Федерации расширенное воспроизвод-

ство население отмечалось в 1961–1962 гг., а сельского населения – в 1961–1990 гг. За последние 30 лет в стране отмечается суженное воспроизводство населения, что можно рассматривать как потенциальную депопуляцию. Демографическая политика должна быть направлена на повышение рождаемости до уровня, обеспечивающего простое или расширенное воспроизводство населения.

Уровень рождаемости определяется рядом факторов: исторические и культурные традиции народа, природные и социально-экономические условия развития регионов, государственная политика в сфере народосбережения и др. Рассмотрим суммарный коэффициент рождаемости в разрезе федеральных округов (табл. 4).

Суммарный коэффициент рождаемости превышает средний уровень одноименного показателя по РФ за изучаемые годы в федеральных округах: Северо-Кавказском, Сибирском, Дальневосточном, Уральском (кроме 1990, 1995 гг.). В Южном федеральном округе суммарный коэффициент рождаемости в 1990, 1995, 2000 гг. превышал среднероссийский уровень; затем установлено снижение индикатора. В Центральном и Северо-Западном федеральных округах суммарный коэффициент рождаемости за весь период исследования не превышал среднего уровня по России.

Суммарный коэффициент рождаемости в Российской Федерации в разрезе федеральных округов [12, 16, 18]
Total fertility rate in the Russian Federation in the context of federal districts [12, 16, 18]

Год	РФ	Федеральный округ							
		Центральный	Северо-Западный	Южный	Северо-Кавказский*	Приволжский	Уральский	Сибирский	Дальневосточный
1990	1,892	1,640	1,670	2,170	–	1,970	1,880	2,030	2,070
1995	1,337	1,182	1,162	1,604	–	1,365	1,307	1,396	1,415
2000	1,195	1,070	1,076	1,328	–	2,231	1,215	1,260	1,256
2005	1,294	1,160	1,195	1,282	–	1,281	1,362	1,374	1,424
2010	1,567	1,367	1,444	1,512	1,990	1,579	1,714	1,704	1,625
2015	1,777	1,575	1,657	1,747	1,979	1,818	1,965	1,902	1,893
2016	1,762	1,595	1,670	1,719	1,936	1,788	1,919	1,870	1,858
2017	1,621	1,472	1,523	1,586	1,872	1,600	1,761	1,720	1,725
2018	1,579	1,441	1,465	1,548	1,836	1,557	1,717	1,639	1,741
2019	1,504	1,396	1,386	1,483	1,784	1,451	1,623	1,540	1,671
2020	1,505	1,407	1,364	1,480	1,842	1,437	1,626	1,522	1,696
2021	1,505	1,422	1,355	1,495	1,733	1,442	1,643	1,521	1,653

*Северо-Кавказский федеральный округ образован 19 января 2010 года

*North Caucasian Federal District was established on January 19, 2010

В 2021 году в 31 субъекте РФ суммарный коэффициент рождаемости был выше средне-российского уровня. Регионы с максимальными значениями суммарного коэффициента рождаемости: Республика Тыва – 2,942; Чеченская Республика – 2,503; Республика Алтай – 2,503; Ненецкий автономный округ – 2,072. Регионы с минимальными уровнями суммарного коэффициента рождаемости: Ленинградская область – 1,604; Республика Мордовия – 1,108; Смоленская область – 1,130; Орловская область – 1,221; Тульская область – 1,224; Рязанская область – 1,236; Пензенская область – 1,237.

Заключение

В настоящее время численность населения Российской Федерации не достигла уровня 1990 года. Колебания общего прироста населения, обусловлены, в основном, колебаниями миграционного прироста. В условиях низкой рождаемости и высокой смертности,

миграционная компонента является определяющим фактором увеличения численности населения. С 1992 года установлена естественная убыль населения (за исключением 2013–2015 гг.). Величина миграционного прироста превысила естественную убыль в 2009–2017 гг., что обеспечило общий прирост населения.

Пересечение кривых динамики коэффициента рождаемости и коэффициента смертности в Российской Федерации установлено в 1992 и 2016 гг. С 2012 по 2016 гг. коэффициент естественного прироста приближается к нулевому уровню, а затем формируется тенденция его снижения, то есть убыли населения.

Основной причиной снижения рождаемости в России является демографическое, социально-экономическое состояние общества, при котором установлено устойчивое снижение суммарного коэффициента рождаемости, демографическое старение населения, изменение структуры семьи. За последние 30 лет в

стране отмечается суженное воспроизводство населения, что можно рассматривать как потенциальную депопуляцию.

Установлена высокая вариация суммарного коэффициента рождаемости в разрезе федеральных округов России. В Центральном федеральном округе и Северо-Западном федеральных округах за период 1990–2021 гг. суммарный коэффициент рождаемости не превышал среднероссийский уровень этого показателя. За последние три года (2019–2021 гг.) суммарный коэффициент рождаемости снижается в Северо-Западном, Южном, Приволжском, Сибирском федеральных округах.

Для устранения негативных тенденций уровня рождаемости в регионах необходимо создание рабочих мест, формирование нормальных жилищных условий, обеспечение устойчивого роста реальных доходов населения, организация современного уровня здравоохранения, образования, развитие сети дошкольных учреждений, поддержка семьи.

Литература

1. Стратегия народосбережения в Российской Федерации на период до 2050 года. Одобрена решением Координационного совета при Общественной палате РФ по национальным проектам и народосбережению от 24 марта 2021 г. №АГ/9-КС [Электрон. ресурс]. Режим доступа: https://files.oprf.ru/storage/image_store/strategiya_narodosberezheniya.pdf. (Дата обращения: 22.12.2022).

2. Реут Д. В. Воспроизводство населения – междисциплинарная научная проблема // Экономическая наука современной России. 2011. № 4. С. 68–78.

3. Концепция демографической политики Российской Федерации на период до 2025 года (утв. Указом Президента РФ от 09 октября 2007 г. №1351) [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://base.garant.ru/191961/53f89421bbdaf741eb2d1ecc4ddb4c33/>. (Дата обращения: 22.12.2022).

4. Стратегия развития воспитания в Российской Федерации на период до 2025 года (утв. Распоряжением Правительства РФ от 29 мая 2015 г. №996-р) // Собрание законодательства РФ. 2015. № 23. С. 3357.

5. Концепция государственной семейной политики в Российской Федерации до 2025 года (утв. Распоряжением Правительства РФ от 25 августа 2014 г. №1618-р [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <http://static.government.ru/media/files/MyVeIiu5Nu8.pdf>. (Дата обращения: 25.01.2023).

6. Постановление Правительства РФ от 21 марта 2007 г. №172 (ред. от 12.02.2011) «О федеральной целевой программе «Дети России» на 2007–2010 годы» [Электрон. ресурс]. Режим доступа: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_67340/4542c32e436faee7f8972df9c521500926ec0525/. (Дата обращения: 22.12.2022).

7. Национальный проект «Демография» на 2019 – 2024 гг. [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://mintrud.gov.ru/ministry/programms/demography>. (Дата обращения: 22.12.2022).

8. Россия и страны мира 2020. Статистический сборник. М.: Росстат, 2020. 385 с.

9. Стратегия национальной безопасности Российской Федерации (утв. Указом Президента РФ от 2 июля 2021 г. № 400. [Электрон. ре-

сурс]. Режим доступа: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_389271/61a97f7ab0f2f3757fe034d11011c763bc2e593f/. (Дата обращения: 22.12.2022).

10. Гуляева Т.И., Такмакова Е.В., Козявин М.А., Савкин В.И. Народосбережение как фактор устойчивого социально – экономического развития регионов России (на примере Центрального федерального округа) // Статистика и экономика. 2021. № 4. С. 46–56.

11. Россия в 1990-е гг. Экономические реформы. Видеоурок. [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://interneturok.ru/lesson/istoriya-rossii/9-klass/perestrojka-v-sssr-1985-1991-gg-rossiya-v-kontse-xx-veka/rossiya-v-1990-e-gg-ekonomicheskie-reformy?ysclid=1dd9qih2sp980540573>. (Дата обращения: 25.01.2023).

12. Демографический ежегодник России 2021. Статистический сборник. М.: Росстат, 2022. 256 с.

13. Щербакова Е. Россия: предварительные демографические итоги 2014 г. (часть 1) // Демоскоп Weekly. 2015. № 631-632. [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <http://www.demoscope.ru/weekly/2015/0631/barometer631.pdf>. (Дата обращения: 25.01.2023).

14. Захаров С. Русский крест (демография) // Демоскоп Weekly. 2004. № 167-168. [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <http://www.demoscope.ru/weekly/2004/0167/analit07.php>. (Дата обращения: 25.01.2023).

15. Приказ Министерства экономического развития РФ, Федеральная служба государственной статистики от 30 декабря 2019 г. № 828 «Об утверждении методики расчета показателя «суммарный коэффициент рождаемости (число детей, рожденных одной женщиной на протяжении всего репродуктивного периода (15-49 лет)» [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://docs.cntd.ru/document/564115666?ysclid=idda3dxolw854399829>. (Дата обращения: 25.01.2023).

16. Семья в России 2008. Статистический сборник. М.: Росстат, 2008. 310 с.

17. Семья и дети в России 2021. М.: Перо, 2022. 120 с.

18. Регионы России. Социально - экономические показатели 2021. Статистический сборник. М.: Росстат, 2021. 1112 с.

References

1. Strategy for saving people in the Russian Federation for the period up to 2050. Approved by the decision of the Coordinating Council under the Civic Chamber of the Russian Federation on National Projects and Saving People dated March 24, 2021 No. AG / 9-KS [Internet]. Available from: https://files.oprf.ru/storage/image_store/strategiya_narodosberezheniya.pdf. (cited 22.12.2022). (In Russ.)

2. Reut D. V. Population reproduction is an interdisciplinary scientific problem. *Ekonomicheskaya nauka sovremennoy Rossii = Economic science of modern Russia*. 2011; 4: 68-78. (In Russ.)

3. The concept of the demographic policy of the Russian Federation for the period up to 2025 (approved by Decree of the President of the Russian Federation of October 09, 2007 No. 1351) [Internet]. Available from: <https://base.garant.ru/191961/53f89421bbdaf741eb2d1ecc4ddb4c33/>. (cited 22.12.2022). (In Russ.)

4. Strategy for the development of education in the Russian Federation for the period up to 2025 (approved by Decree of the Government of the Russian Federation of May 29, 2015 No. 996-r). *Sobraniye zakonodatel'stva RF*. 2015. № 23. S. 3357 = Collected Legislation of the

Russian Federation. 2015. No. 23. S. 3357. (In Russ.)

5. The concept of state family policy in the Russian Federation until 2025 (approved by Decree of the Government of the Russian Federation of August 25, 2014 No. 1618-r [Internet]. Available from: <http://static.government.ru/media/files/MyVeIiu5Nu8.pdf>. (cited 25.01.2023). (In Russ.)

6. Decree of the Government of the Russian Federation of March 21, 2007 No. 172 (as amended on February 12, 2011) "On the federal target program "Children of Russia" for 2007-2010" [Internet]. Available from: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_67340/4542c32e436faee7f8972df-9c521500926ec0525/. (cited 22.12.2022). (In Russ.)

7. Natsional'nyy proyekt «Demografiya» na 2019 – 2024 gg. = National project "Demography" for 2019 - 2024 [Internet]. Available from: <https://mintrud.gov.ru/ministry/programms/demography>. (cited 22.12.2022). (In Russ.)

8. Rossiya i strany mira 2020. Statisticheskiy sbornik = Russia and countries of the world 2020. Statistical compendium. Moscow: Rosstat; 2020. 385 p. (In Russ.)

9. National Security Strategy of the Russian Federation (approved by Decree of the President of the Russian Federation of July 2, 2021 No. 400. [Internet]. Available from: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_389271/61a-97f7ab0f2f3757fe034d11011c763bc2e593f/. (cited 22.12.2022). (In Russ.)

10. Gulyayeva T.I., Takmakova Ye.V., Kozyavin M.A., Savkin V.I. Saving people as a factor in sustainable socio-economic development of Russian regions (on the example of the Central Federal District). Statistika i ekonomika = Statistics and Economics. 2021; 4: 46-56. (In Russ.)

11. Rossiya v 1990-ye gg. Ekonomicheskiye reformy. Videourok = Russia in the 1990s Economic reforms. Video lesson [Internet]. Available

from: <https://interneturok.ru/lesson/istoriya-rossii/9-klass/perestroyka-v-sssr-1985-1991-gg-rossiya-v-kontse-xx-veka/rossiya-v-1990-e-gg-ekonomicheskiye-reformy?ysclid=ldd9qih2sp980540573>. (cited 25.01.2023). (In Russ.)

12. Demograficheskiy yezhegodnik Rossii 2021. Statisticheskiy sbornik = Demographic Yearbook of Russia 2021. Statistical compendium. Moscow: Rosstat; 2022. 256 p. (In Russ.)

13. Shcherbakova Ye. Russia: preliminary demographic results in 2014 (part 1). Demoskop Weekly = Demoscope Weekly. 2015; 631-632. [Internet]. Available from: <http://www.demoscope.ru/weekly/2015/0631/barometer631.pdf>. (cited 25.01.2023). (In Russ.)

14. Zakharov S. Russian cross (demography). Demoskop Weekly = Demoscope Weekly. 2004; 167-168. [Internet]. Available from: <http://www.demoscope.ru/weekly/2004/0167/analit07.php>. (cited 25.01.2023). (In Russ.)

15. Order of the Ministry of Economic Development of the Russian Federation, Federal State Statistics Service of December 30, 2019 No. 828 "On approval of the methodology for calculating the indicator "total fertility rate (number of children born to one woman throughout the entire reproductive period (15-49 years))" [Internet]. Available from: <https://docs.cntd.ru/document/564115666?ysclid=ldda3dx-olw854399829>. (cited 25.01.2023). (In Russ.)

16. Sem'ya v Rossii 2008. Statisticheskiy sbornik = Family in Russia 2008. Statistical compendium. Moscow: Rosstat; 2008. 310 p. (In Russ.)

17. Sem'ya i deti v Rossii 2021 = Family and children in Russia 2021. Moscow: Pero; 2022. 120 p. (In Russ.)

18. Regiony Rossii. Sotsial'no - ekonomicheskiye pokazateli 2021. Statisticheskiy sbornik = Regions of Russia. Socio-economic indicators 2021. Statistical compendium. Moscow: Rosstat; 2021. 1112 p. (In Russ.)

Сведения об авторах

Татьяна Ивановна Гуляева

Д.э.н., профессор, профессор кафедры бухгалтерского учета и статистики, Орловский государственный аграрный университет имени Н.В. Парахина, Орёл, Россия
Эл. почта: 709tat@mail.ru

Елена Валерьевна Такмакова

Д.э.н., доцент, доцент кафедры инноватики и прикладной экономики, Орловский государственный университет им. И.С. Тургенева, Орёл, Россия
Эл. почта: takmakovae@mail.ru

Владимир Иванович Савкин

Д.т.н., доцент, директор института развития сельских территорий и дополнительного образования, Орловский государственный аграрный университет имени Н.В. Парахина, Орёл, Россия
Эл. почта: v.i.savkin@mail.ru

Information about the authors

Tatiana I. Gulyaeva

Dr. Sci. (Economics), Professor, Professor of Accounting and Statistics Department, Orel State Agrarian University named after N.V. Parakhin, Orel, Russia
E-mail: 709tat@mail.ru

Elena V. Takmakova

Dr. Sci. (Economics), Associate Professor, Associate Professor of the Department of Innovation and Applied Economics, Orel State University named after I.S. Turgenev, Orel, Russia
E-mail: takmakovae@mail.ru

Vladimir I. Savkin

Dr. Sci. (Economics), Associate Professor, Director of the Institute of Rural Development and Additional Education, Orel State Agrarian University named after N.V. Parakhin, Orel, Russia
E-mail: v.i.savkin@mail.ru

Оценка коэффициента напряженности на рынке труда. Региональный аспект

Оценка ситуации на рынке труда региона, и в конечном счете прогнозирование уровня занятости и безработицы, представляет собой сложную многомерную математическую задачу, не имеющую к настоящему времени достоверного и апробированного решения. Исследования в направлении создания оценочных методик и прогнозирования ситуации на рынке труда представляют актуальную задачу. Предметом работы является оценка ситуации на рынке труда Приволжского Федерального округа (ПФО), посредством анализа и моделирования коэффициента напряженности на рынке труда. Цель исследования состояла в разработке методики, позволяющей осуществить предварительный прогноз ситуации на рынке труда субъекта ПФО. Информационной базой исследования являлись результаты выборочного обследования рабочей силы, проводимой органами государственной статистики в соответствии с классификатором объектов административно-территориального деления (ОКАТО). К настоящему времени длина временного ряда составляет четыре временных периода (2018–2021) года. В качестве методов анализа и моделирования использовались методы дескриптивной статистики, а также математическое моделирование связи коэффициента напряженности на

рынке труда с показателем рейтинга социально-экономического положения региона ПФО. Показано что статистическая группировка коэффициента напряженности на рынке труда в целом по всем субъектам Российской Федерации является крайне неоднородной, что затрудняет моделирование процессов на рынке труда. В тоже время статистическая группировка коэффициента напряженности на рынке труда регионов ПФО является достаточно однородной, что позволяет осуществить моделирование с использованием такого интегрального показателя, как рейтинг социально-экономического положения субъекта ПФО. В процессе моделирования в среде компьютерной программы SPSS сформирована нелинейная регрессионная модель связи коэффициента напряженности на рынке труда (зависимая переменная) и местом в рейтинге социально-экономического положения субъекта ПФО (объясняющая переменная). Модель позволяет осуществить предварительный прогноз ситуации на рынке труда субъекта ПФО.

Ключевые слова: рынок труда, занятость и безработица, коэффициент напряженности на рынке труда, регион, коэффициент вариации, регрессионная модель.

Oleg S. Koshevoy

Penza State University, Penza, Russia

Assessment of the Coefficient of Tension in the Labor Market. Regional Aspect

Assessing the situation in the labor market of the region, and ultimately forecasting the level of employment and unemployment, is a complex multidimensional mathematical problem that does not have a reliable and proven solution to date. Research in the direction of creating evaluation methods and forecasting the situation on the labor market is an actual task. The subject of the work is an assessment of the situation on the labor market of the Volga Federal District, through the analysis and modeling of the coefficient of tension in the labor market.

The purpose of the study was to develop a methodology that allows making a preliminary forecast of the situation on the labor market of the subject of the Volga Federal District. The information base of the study was the results of a sample survey of the labor force conducted by state statistics bodies in accordance with the classifier of objects of administrative-territorial division (OKATO – Russian Classification on Objects of Administrative Division). To date, the length of the time series is four time periods (2018–2021) of the year.

As methods of analysis and modeling, methods of descriptive statistics were used, as well as mathematical modeling of the relationship between the coefficient of tension in the labor market and the rating

index of the socio-economic situation of the Volga Federal District. It is shown that the statistical grouping of the coefficient of tension in the labor market as a whole for all subjects of the Russian Federation is extremely heterogeneous, which makes it difficult to model processes in the labor market. At the same time, the statistical grouping of the coefficient of tension in the labor market of the regions of the Volga Federal District is quite homogeneous, which makes it possible to carry out simulations using such an integral index as the rating of the socio-economic situation of the subject of the Volga Federal District. In the process of modeling in the environment of the SPSS computer program, a nonlinear regression model of the relationship between the coefficient of tension in the labor market (dependent variable) and the place in the rating of the socio-economic situation of the subject of the Volga Federal District (explanatory variable) was formed. The model allows you to make a preliminary forecast of the situation on the labor market of the subject of the Volga Federal District.

Keywords: labor market, employment and unemployment, labor market tension coefficient, region, coefficient of variation, regression model.

Введение

Важность вопросов, связанных с оценкой занятости и безработицы в Российской Федерации (РФ), особенно в условиях жесточайшей санкционной политики со стороны Соединенных Штатов Америки и наиболее развитых европейских стран, заставляет руководство РФ постоянно держать этот вопрос под пристальным взором.

Безработица в РФ составляет 3,9%, это значит, что рабочие руки, в том числе из стран ЕАЭС, в РФ востребованы, заявил президент России Владимир Путин. «Мы говорим о безработице, у нас ниже, чем в пандемийный уровень, было там до пандемии 4,7%, а сейчас 3,9%. Но для наших партнеров по ЕвразЭС это имеет прямое значение. Ведь не секрет, сотни тысяч, а то и миллионы граждан этих стран, наших друзей, партнеров, работают в России. Это значит, что их рабочие руки востребованы, это значит, что они направляют средства на поддержку своих семей в свои страны, а это значительная часть доходов той или иной страны», — сказал Путин на пресс-конференции по итогам визита в Киргизию [1].

Изучение процессов, протекающих на рынке труда, составляет важнейшую часть анализа и оценки социально-экономической ситуации как в целом по РФ, так и в ее региональных структурах. Это связано с относительной подвижностью категорий предметной области рынка труда, таких как категория спроса на рабочую силу, категории занятости и безработицы, категории социальной адаптации участников рынка труда и многие другие категории. Каждая из указанных категорий требует разработки своего универсально методического аппарата, что вызывает определенные сложности в разработке единой комплексной

методики прогнозной оценки ситуации на рынке труда.

К настоящему времени разработан значительный отечественный и зарубежный методический аппарат, изучения процессов, протекающих на рынке труда. Так, в частности, в работе [2] выполнен анализ межрегиональных различий в напряженности рынка труда в России в 1992–1998 гг. Используются методы аналитической статистики: расчет показателей вариации, коэффициентов корреляции и асимметрии, кластерный анализ. Сконструирована многомерная типология 76 субъектов Федерации по характеристикам напряженности рынка труда, разделившая все регионы на 6 классов. В работе [3] исследуется проблема оценки влияния кризисной ситуации на рынке труда на экономическую, политическую, идеологическую (духовную) подсистемы общества. В работе [4] предложена методика определения прогнозной численности иностранных рабочих, в соответствии с «оптимистическим», «средним», «пессимистическим» и «угрожающим» сценарными вариантами на рынке труда. При построении прогнозов напряженности на российском рынке труда с учетом зарубежных трудовых мигрантов применяется закон Оукена и кривая Бевеиджа. В работе [5] указывается на важность проведения статистического исследования в условиях региональной дифференциации. Именно региональный подход позволяет выявить необходимость применения комплексной интегральной оценки напряженности на рынке труда в регионе. В работе [6] предлагается изменить подход к расчету показателя напряженности, положив в его основу количество вакансий, на которые реально могут быть трудоустроены граждане, состоящие на учете в центрах занятости, исходя из профессиональной структуры с разбивкой на три

группы: квалифицированные рабочие; низкоквалифицированные и неквалифицированные рабочие; специалисты и служащие. Работа [7] связана с оценкой влияния прожиточного минимума на ситуацию на рынке труда. В работе [8] показано, что пространство российского рынка труда характеризуется неоднородностью, различной скоростью продвижения к новым, «цифровым» профилям занятости и различной эффективностью мер политики занятости. Целями работы являются анализ асимметрии региональных рынков труда России, определение связанных с этим ограничений и вызовов, учет которых может способствовать повышению эффективности мер политики занятости в новых социально-экономических условиях развития регионов. В качестве методологической базы исследования использованы общенаучные, статистические методы. В целях кластеризации региональных рынков труда России использованы карты Кохонена на аналитической платформе Deductor. Работа [9] посвящена разработке методов повышения эффективности использования человеческих ресурсов. Предметом работы является изучение дисбаланса в спросе на рабочую силу и ее предложением в Оренбургской области на основе анализа напряженности на рынке труда. В работе [10] цель исследования состояла в разработке методического аппарата использования прогнозно-ориентированных элементов в управленческой практике органов исполнительной власти по снижению напряженности на рынках труда. Работа [11] посвящена созданию модели опережающего обучения персонала промышленных предприятий, нацеленной на рост производительности труда. В работе [12] предлагалось рассчитывать модифицированный интегральный индекс напряженности на рынке труда,

включающий характеризующие движение рабочей силы показатели. В качестве таких показателей рассматривались сальдо межрегиональной трудовой миграции и сальдо приема и выбытия работников крупных и средних предприятий. Работа [13] посвящена анализу влияния пандемии на динамику рынка труда. Достаточно глубоко и объемно представлены работы по рынку труда в иностранной научной литературе. В работе [14] представлены доказательства, опровергающие гипотезу естественного уровня безработицы (NRU) как объяснение эволюции региональных различий в уровне безработицы. В работе [15] рассматриваются последствия инвестиций, субсидируемых программой налоговых льгот для новых рынков (НМТС) федерального правительства, предоставляющего налоговые льготы для поощрения частных инвестиций в районы с низким уровнем дохода. В работе [16] показано, как последствия местных потрясений спроса на рабочую силу меняются в зависимости от условий на местном рынке труда. Работа [17] направлена на оценку глобализации, отношений, опосредованных технологиями, индивидуальных психологических контрактов и рабочих мест, связанных с обслуживанием. Далее в работе показано как эти изменения повлияют на управление персоналом. Работа [18] посвящена исследованию взаимодействий финансовых ограничений и несовершенства рынка труда, а также роль этого взаимодействия в динамике трудовых отношений. В работе [19] представлены эмпирические данные по рынку труда до и после большого кризиса. В работе [20] представлена модель бизнес цикла с фрикционными рынками труда, соответствующими занятости и структуре фирм этих экономик, выполнена оценка совокупного влияния ключевых антициклических политик на рынке

труда, реализуемых в условиях глобального финансового кризиса. Исходя из представленного выше анализа научных публикаций, можно сделать вывод о том, что исследования, затронутые в публикациях, в основном касались отдельных структурных элементов рынка труда, и практически не затрагивали, вопросы комплексной оперативной диагностики и прогнозирования процессов, протекающих на рынке труда. Это можно объяснить сложностью комплексного моделирования рынка труда по всей совокупности показателей его характеризующих. Цель настоящего исследования состояла в разработке математической модели, позволяющей осуществлять прогнозную оценку ситуации на рынке труда. Исходя из этого, основными задачами исследования выступали выбор и обоснование критерия состояния рынка труда, разработка математической модели статистической связи критерия с показателем социально-экономического развития региона.

Материалы и методы

В качестве нормативной базы исследования были использованы требования, изложенные в работах^{1,2}. Инфор-

¹ Постановление Правительства Российской Федерации №1558 от 30 ноября 2019 года «О внесении изменений в государственную программу Российской Федерации «Содействие занятости населения» и признании утратившими силу некоторых актов Правительства Российской Федерации» URL: <https://www.garant.ru/products/ipo/prime/doc/73061786/>.

² Паспорт национального проекта (программы) «Производительность труда и поддержка занятости» (утвержденного президиумом Совета при Президенте Российской Федерации по стратегическому развитию и национальным проектам, протокол №16 от 24 декабря 2018 г.) URL: <https://sudact.ru/law/pasport-natsionalnogo-proekta-programmy-proizvoditelnost-truda-i-pasport/2/> (дата обращения: 5.01.2023).

мационную базу исследования составляли результаты выборочного наблюдения рабочей силы, методологические положения изложены в документе³.

Критерием, характеризующим состояние рынка труда принимаем коэффициент напряженности на рынке труда ($K_{НАП}$), представляющий собой отношение среднегодовой численности безработных (по методологии международной организации труда (МОТ)) к среднегодовому числу вакансий, сообщенных работодателями в органы службы занятости населения откуда следует, что чем больше коэффициент напряженности, тем более неблагоприятная ситуация наблюдается на рынке труда или отдельном его сегменте. Как показал анализ литературы, изложенный ранее, напряженность на региональных рынках труда может оцениваться и на основе изучения различных показателей структуры рынка труда. Это может быть уровень участия населения в рабочей силе, уровень занятости населения, уровень безработицы, показатели неудовлетворенного спроса на рабочую силу, число вынужденно работающих неполный рабочий день или неполное рабочее время работников, величина заработной платы, объем просроченной задолженности по заработной плате и другие показатели. В зависимости от учета тех или иных показателей и их соотношения, оценка степени напряженности может заметно различаться. Поэтому к практическим выводам и рекомендациям на основе коэффициента напряженности следует подходить достаточно осторожно и взвешенно.

³ Об утверждении Основных методических и организационных положений по проведению выборочного обследования рабочей силы. Приказ Росстата от 30 июня 2017 г. №445. URL: [pr445-17.pdf](https://rosstat.gov.ru/pr445-17.pdf) (rosstat.gov.ru) (дата обращения 08.01.2023).

Таблица 1 (Table 1)

Описательные характеристики $K_{\text{НАП}}$ по всей совокупности регионов РФ
 Descriptive characteristics of K_{tension} for the entire set of regions of the Russian Federation

Статистический показатель	Среднее	Стандартная ошибка	Медиана	Мода	Стандартное отклонение	Дисперсия выборки	Экцесс	Асимметричность	Интервал	Минимум	Максимум	Сумма	Счет
Значение	5,04	1,54	1,70	1,60	15,09	227,84	35,25	5,79	109,20	0,40	109,60	484,10	96,00

Таблица 2 (Table 2)

Описательные характеристики КНАП по ПФО
 Descriptive characteristics of K_{tension} for the Volga Federal District

Статистический показатель	Среднее	Стандартная ошибка	Медиана	Мода	Стандартное отклонение	Дисперсия выборки	Экцесс	Асимметричность	Интервал	Минимум	Максимум	Сумма	Счет
Значение	1,78	0,15	1,65	1,50	0,55	0,31	0,60	0,77	2,10	0,90	3,00	25,00	14,00

Показатели коэффициента напряженности на рынке труда в удобной для анализа форме представлены в документе⁴. Результаты расчета описательных статистических характеристик коэффициента напряженности по всей совокупности регионов РФ, вычисленные в среде табличного процессора MS Excel с помощью надстройки *Анализ данных* и ее инструмента *Описательная статистика*, представлены в табл. 1

При этом линейный коэффициент вариации, вычисленный в среде табличного процессора MS Excel с использованием функции *СРОТКЛ* равен 597%. Тогда относительные характеристики вариации, соответственно равны:

- коэффициент осцилляции 2053%;
- линейный коэффициент вариации 597%;
- коэффициент вариации 301%.

Из анализа представленных данных видно, что исследуемая статистическая группировка коэффициентов напряженно-

сти регионов РФ крайне неоднородна по своему составу, что может служить основанием предположения сложности, а может и практической невозможности, создания методики прогнозного определения коэффициента напряженности в интересующем исследователя регионе ПФО.

В табл. 2 приведены результаты расчёта описательных характеристик $K_{\text{НАП}}$ по ПФО.

В результате расчетов установлено:

- коэффициент осцилляции 117,5%;
- линейный коэффициент вариации 41,2%;
- коэффициент вариации 31%.

Тогда можно считать, что группировка коэффициентов напряженности регионов ПФО однородна по своему составу, что значительно упрощает разработку прогнозной методики определения коэффициента напряженности на рынке труда ПФО.

Учитывая, установленное ранее положение о том, что коэффициент напряженности на рынке труда зависит от множества факторов, весовые коэффициенты которых

заранее не известны и трудно определяемые, в качестве интегрального показателя влияния экономических и социальных условий на коэффициент напряженности выбираем показатель социально-экономического положения региона. Данный показатель является комплексным, и учитывает четыре группы показателей⁵:

- показатели масштаба экономики;
- показатели эффективности экономики;
- показатели бюджетной сферы;
- показатели социальной сферы.

В свою очередь группа показателей масштаба экономики включает показатели:

- объем производства товаров и услуг;
- объем доходов консолидированного бюджета;
- численность занятых в экономике.

Группа показателей эффективности экономики включает показатели:

⁵ Рейтинг социально-экономического положения субъектов РФ. URL: http://vid1.rian.ru/ig/ratings/rating_regions_2018.pdf (Дата обращения 10.01.2023)

⁴ Сайт ЕМИСС URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/59028#> (Дата обращения 26.12.2022).

– объем производства товаров и услуг на одного жителя;
 – инвестиции в основной капитал на одного жителя;
 – доля прибыльных предприятий;
 отношение задолженности по налогам к объему поступивших налогов и сборов в бюджетную систему РФ.

Группа показателей бюджетной сферы включает показатели:

– доходы консолидированного бюджета на одного жителя;

– доля налоговых и неналоговых доходов в суммарном объеме доходов консолидированного бюджета;

– отношение государственного долга к налоговым и неналоговым доходам консолидированного бюджета;

– дефицит к налоговым и неналоговым доходам консолидированного бюджета.

Группа показателей социальной сферы включает следующие показатели:

– отношение денежных доходов населения к стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг;

– уровень безработицы;

– ожидаемая продолжительность жизни при рождении;

– уровень младенческой смертности.

Очевидно, что на стадии проектирования социально-экономической системы определить прогнозные значения указанных выше показателей не представляется возможным. Поэтому в качестве интегрального показателя выбираем показатель места региона в рейтинге социально-экономического положения регионов РФ.

Результаты

В результате моделирования в среде компьютерной программы SPSS получена нелинейная математическая модель вида

Таблица 3 (Table 3)

Исходные данные для моделирования

Initial data for modeling

Регионы ПФО	$K_{\text{НАП}}^{2021}$	Место в рейтинге
Республика Башкортостан	1,5	18
Республика Марий Эл	2,3	67
Республика Мордовия	2,1	65
Республика Татарстан	0,9	3
Удмуртская Республика	1,6	42
Чувашская Республика	1,8	57
Пермский край	2,6	26
Кировская область	1,6	52
Нижегородская область	1,2	15
Оренбургская область	3	26
Пензенская область	1,8	50
Самарская область	1,4	11
Саратовская область	1,7	34
Ульяновская область	1,5	54

Таблица 4 (Table 4)

Определение погрешности моделирования

Determination of modeling error

Регионы ПФО	$K_{\text{НАП}}$	Предсказанное по модели значение коэффициента напряженности	Остатки
Республика Башкортостан	1,5	1,95	-0,45
Республика Марий Эл	2,3	2,24	0,06
Республика Мордовия	2,1	2,08	0,02
Республика Татарстан	0,9	0,6	0,3
Удмуртская Республика	1,6	1,82	-0,22
Чувашская Республика	1,8	1,74	0,06
Пермский край	2,6	2,08	0,52
Кировская область	1,6	1,69	-0,09
Нижегородская область	1,2	1,81	-0,61
Оренбургская область	3	2,08	0,92
Пензенская область	1,8	1,69	0,11
Самарская область	1,4	1,54	-0,14
Саратовская область	1,7	1,99	-0,29
Ульяновская область	1,5	1,69	-0,19

$$\hat{K}_{\text{НАП}} = 0,099 + 0,183 * \text{МЕСТО} - 0,005 * \text{МЕСТО}^2 + 4,525E - 005 * \text{МЕСТО}^3. (1)$$

Предсказанные с помощью представленной математической модели вида (1) значения коэффициента напряженности на рынке труда в субъектах ПФО и погрешность моделирования приведены в табл. 4.

Значение средней ошибки аппроксимации, определяется по зависимости

$$\varepsilon = \frac{1}{n} \times \sum \frac{K_{\text{НАП}} - \hat{K}_{\text{НАП}}}{K_{\text{НАП}}} \times 100\%,$$

и не должна превышать (12–15)%⁶.

Расчетами, установлено (табл. 4) что значение средней ошибки аппроксимации с

⁶ Светуных И.С. Новые коэффициенты оценки качества эконометрических моделей // И.С. Светуных // Прикладная эконометрика, №4 (24) 2011, с.85-89

использованием зависимости (1) составило 17%, что несущественно превышает предельное значение, а полученная модель может быть использована для прогнозирования ситуации на рынке труда региона.

Обсуждение

Объясняющей переменной в полученной математической модели (1) является место в рейтинге социально-экономического положения региона. Данный показатель для регионов ПФО достаточно устойчив (табл. 5), близок к линейному виду, и не подвержен, (за исключением явных выбросов, например Пензенская область в 2002 году), значительным изменениям.

Технология практического использования результатов моделирования будет заключаться в следующем.

Определяем прогнозное значение показателя место субъекта ПФО в рейтинге социально-экономического положения региона с использованием простейшей зависимости вида

$$\hat{y}_{n+t} = y_n + \bar{\Delta y}_b \times t, \quad (2)$$

где y_{n+1} – прогнозируемый уровень;

y_n – последний уровень исследуемого периода, за который

Рейтинговые места субъектов ПФО по годам
Rating places of the Volga Federal District subjects by years

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Республика Татарстан	5	5	5	4	5	5	5	3	4
Пензенская область	49	49	54	57	53	56	51	50	33

рассчитан средний абсолютный прирост;

$\bar{\Delta y}_b$ – средний абсолютный базисный прирост уровня ряда динамики;

t – срок прогноза; для условий рассматриваемой задачи $t = 1$.

$$\bar{\Delta y}_b = \frac{y_n - y_0}{n - 1}, \quad (3)$$

где y_0 – начальный уровень ряда динамики;

n – число уровней в ряду динамики.

По математической модели (1) рассчитываем прогнозное значение коэффициента напряженности на рынке труда исследуемого региона

Сравнивая полученное прогнозное значение коэффициента напряженности на рынке труда региона с текущим значением коэффициента, делаем вывод о состоянии рынка труда региона ПФО в прогнозном периоде, и формируем направления исправления ситуации на рынке труда, в случае увеличения значения коэффициента напряженности.

Заключение

Разработана методика, позволяющая на предварительном этапе оценки социально-экономического положения региона определить прогнозное значение коэффициента напряженности на рынке труда региона, с тем, чтобы уже на стадии проектирования структуры экономики региона обоснованно формировать направления улучшения ситуации на рынке труда. Основу методики составляют статистические данные, полученные непосредственно в результате официального статистического наблюдения, погрешность моделирования коэффициента напряженности на региональном рынке труда ПФО не превышает 17%. Направлением дальнейших исследований следует считать дополнение разработанной модели формированием практических рекомендаций по снижению коэффициента напряженности на рынке труда с количественной оценкой их эффективности.

Литература

1. РИА Новости [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://ria.ru/20221209/rabota-1837532245.html?ysclid=lcj875u0n2267663915>.
 2. Корель Л.В., Корель И.И. Напряженность рынка труда в России: динамика и региональные неравенства // Россия, которую мы обретаем: Исследования Новосибирской экономико-социологической школы / отв. ред. Т.И. Заславская, З.И. Калугина. Новосибирск: Наука, 2003. 728 с.
 3. Сложеникина Л.В. Напряженность на рынке труда как фактор возникновения нестабильности в общественной системе // Бизнес. Образование. Право. Вестник Волгоградского института бизнеса. 2011. № 1 (14). С. 122–129.
 4. Сигова С.В., Питухин Е.А., Парикова Н.В. Прогнозирование модифицированного коэффициента напряженности на российском рынке труда для определения потребности в иностран-

ных работников // Фундаментальные исследования. 2012. № 11 (1). С. 237–242.
 5. Тупикина Е.Н., Кочева Е.В., Матев Н.А. Разработка методики оценки степени напряженности на региональном рынке труда // Известия Дальневосточного федерального университета. Экономика и управление. 2013. № 4 (68). С. 20–31.
 6. Колесникова О.А. О некоторых подходах к оценке напряженности на рынке труда и определению уровня естественной безработицы // Вестник ВГУ. Серия: Экономика и управление. 2013. № 1. С. 101–104.
 7. Нетеребский О.В. Оценка эффективности инструментария измерения напряженности на рынке труда // Уровень жизни населения регионов России. 2017. № 4(206). С. 65–70.
 8. Санкова Л. В., Мирзабалаева Ф. И. Региональная асимметрия рынков труда и вызо-

вы политике занятости [Электрон. ресурс] // Проблемы развития территории. 2018. № 4(96). Режим доступа: <https://cyberleninka.ru/article/n/regionalnaya-asimmetriya-rynkov-truda-i-vyzovy-politike-zanyatosti>. (Дата обращения: 01.12.2022).

9. Кондусова В.Б., Бахина В.А. Напряженность на рынке труда: региональный разрез // Интеллект. Инновации. Инвестиции. 2019. № 1. С. 12–17.

10. Пашин Н.П., Елин А.М., Харькин В.В. Основные аспекты разработки и реализации прогнозно-ориентированной модели снижения напряженности на региональных рынках труда // Социально-трудовые исследования. 2020. № 39 (2). С. 42–56. DOI: 10.34022/2658-3712-2020-39-2-42-56.

11. Александрова Т.В., Попов В.Л. Трансформация системы корпоративного обучения персонала в условиях реализации национального проекта «производительность труда и поддержка занятости» // Вестник ЮУрГУ. Серия «Экономика и менеджмент». 2020. Т. 14. № 2. С. 46–57. DOI: 10.14529/em200205.

12. Коровкин А.Г., Долгова И.Н., Королев И.Б., Сеница А.Л. Оценка напряженности на рынке труда: региональный и отраслевой аспекты // Научные труды ИМП РАН. 2020. Т. 18. С. 449–465.

13. Забелина О.В., Мирзабалаева Ф.И., Санкова Л.В. Региональная трансформация напряженности на рынке труда: новые векторы // Лидерство и менеджмент. 2022. Т. 9. № 1. С. 137–160. DOI: 10.18334/lim.9.1.114287.

References

1. RIA Novosti = RIA Novosti [Internet]. Available from: <https://ria.ru/20221209/rabota-1837532245.html?ysclid=lcj875u0n2267663915>. (In Russ.)

2. Korel' L.V., Korel' I.I. Napryazhennost' rynka truda v Rossii: dinamika i regional'nyye neravenstva // Rossiya, kotoruyu my obretayem: Issledovaniya Novosibirskoy ekonomiko-sotsiologicheskoy shkoly / otv. red. T.I. Zaslavskaya, Z.I. Kalugina = Labor Market Tension in Russia: Dynamics and Regional Inequalities. ed. T.I. Zaslavskaya, Z.I. Kalugin. Novosibirsk: Nauka; 2003. 728 p. (In Russ.)

3. Slozhenikina L.V. Tension in the labor market as a factor in the emergence of instability in the social system. *Biznes. Obrazovaniye. Pravo. Vestnik Volgogradskogo instituta biznesa = Business. Education. Right. Bulletin of the Volgograd Institute of Business.* 2011; 1(14): 122-129. (In Russ.)

4. Sigova S.V., Pitukhin Ye.A., Parikova N.V. Forecasting the modified tension coefficient in the Russian labor market to determine the need for foreign workers. *Fundamental'nyye issledovaniya = Fundamental Research.* 2012; 11(1): 237-242. (In Russ.)

14. Bande R., Karanassou M. The NRU and the Evolution of Regional Disparities in Spanish Unemployment [Электрон. ресурс]. Discussion Paper. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2011. № 5838. Режим доступа: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/52010/1/66968614X.pdf>.

15. Freedman M. Teaching New Markets Old Tricks: The Impact of Subsidized Investments on Low-income Neighborhoods // *Journal of Social Economics.* 2012. Т. 96. № 11–12. С. 1000–1014.

16. Bartik T.J. How Effects of Local Labor Demand Shocks Vary with Local Labor Market Conditions // *Upjohn Institute Working Paper* 14–202. 2014. 54 с.

17. Marie Ryan Jennifer L. Wessel I plications of a changing workforce and workplace for justice perceptions and expectations // *Human Resource Management Review.* 2015. Т. 25. № 2. С. 162–175.

18. Atanas Hristov. The high sensitivity of employment to agency costs: The relevance of wage rigidity // *Journal of Macroeconomics.* 2015. Т. 45. С. 137–154.

19. Parisi M.L. Labor market rigidity, social policies and the labor share: Empirical evidence before and after the big crisis // *Economic System.* 2017. Т. 41. № 4. С. 492–512.

20. Epstein B., Shapiro A.F. Employment and firm heterogeneity, capital allocation, and countercyclical labor market policies // *Journal of Development Economics.* 2017. Т. 127. С. 25–41.

5. Tupikina Ye.N., Kocheva Ye.V., Matev N.A. Development of a methodology for assessing the degree of tension in the regional labor market. *Izvestiya Dal'nevostochnogo federal'nogo universiteta. Ekonomika i upravleniye = Bulletin of the Far Eastern Federal University. Economics and Management.* 2013; 4(68): 20-31. (In Russ.)

6. Kolesnikova O.A. On some approaches to assessing the tension in the labor market and determining the level of natural unemployment. *Vestnik VGU. Seriya: Ekonomika i upravleniye = Vestnik VGU. Series: Economics and Management.* 2013; 1: 101-104. (In Russ.)

7. Neterbskiy O.V. Evaluation of the effectiveness of tools for measuring tension in the labor market. *Uroven' zhizni naseleniya regionov Rossii = Living standards of the population of Russian regions.* 2017; 4(206): 65-70. (In Russ.)

8. Sankova L. V., Mirzabalayeva F. I. Regional asymmetry of labor markets and challenges to employment policy [Internet]. *Problemy razvitiya territorii = Problems of territory development.* 2018; 4(96). Available from: <https://cyberleninka.ru/article/n/regionalnaya-asimmetriya-rynkov-truda-i-vyzovy-politike-zanyatosti>. (cited 01.12.2022). (In Russ.)

9. Kondusova V.B., Bakhina V.A. Tension in the labor market: regional cross-section. *Intellekt. Innovatsii. Investitsii = Intellect. Innovation. Investments*. 2019; 1: 12-17. (In Russ.)

10. Pashin N.P., Yelin A.M., Khar'kin V.V. The main aspects of the development and implementation of a predictive-oriented model for reducing tension in regional labor markets. *Sotsial'no-trudovyye issledovaniya = Social Labor Studies*. 2020; 39(2): 42-56. DOI: 10.34022/2658-3712-2020-39-2-42-56. (In Russ.)

11. Aleksandrova T.V., Popov V.L. transformation of the system of corporate training of personnel in the context of the implementation of the national project "labor productivity and employment support". *Vestnik YUUrGU. Seriya «Ekonomika i menedzhment» = Bulletin of SUSU. Series "Economics and Management"*. 2020; 14; 2: 46-57. DOI: 10.14529/em200205. (In Russ.)

12. Korovkin A.G., Dolgova I.N., Korolev I.B., Sinitsa A.L. Assessment of tension in the labor market: regional and sectoral aspects. *Nauchnyye trudy INP RAN = Nauchnye trudy INP RAS*. 2020; 18: 449-465. (In Russ.)

13. Zabelina O.V., Mirzabalayeva F.I., Sankova L.V. Regional transformation of tension in the labor market: new vectors. *Liderstvo i menedzhment = Leadership and management*. 2022; 9; 1: 137-160. DOI: 10.18334/lim.9.1.114287. (In Russ.)

14. Bande R., Karanassou M. The NRU and the Evolution of Regional Disparities in Spanish Unemployment [Internet]. Discussion Paper. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA); 2011: 5838. Available from: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/52010/1/66968614X.pdf>.

15. Freedman M. Teaching New Markets Old Tricks: The Impact of Subsidized Investments on Low-income Neighborhoods. *Journal of Social Economics*. 2012; 96; 11-12: 1000-1014.

16. Bartik T.J. How Effects of Local Labor Demand Shocks Vary with Local Labor Market Conditions. *Upjohn Institute Working Paper 14-202*. 2014. 54 p.

17. Marie Ryan Jennifer L. Wessel I plications of a changing workforce and workplace for justice perceptions and expectations. *Human Resource Management Review*. 2015; 25; 2: 162-175.

18. Atanas Hristov. The high sensitivity of employment to agency costs: The relevance of wage rigidity. *Journal of Macroeconomics*. 2015; 45: 137-154.

19. Parisi M.L. Labor market rigidity, social policies and the labor share: Empirical evidence before and after the big crisis. *Economic System*. 2017; 41; 4: 492-512.

20. Epstein B., Shapiro A.F. Employment and firm heterogeneity, capital allocation, and countercyclical labor market policies. *Journal of Development Economics*. 2017; 127: 25-41.

Сведения об авторе

Олег Сергеевич Кошевой

Д.т.н., профессор кафедры экономики и финансов Пензенский государственный университет, Пенза, Россия

Эл. почта: olaa1@yandex.ru

Information about the author

Oleg S. Koshevoy

Dr. Sci. (Engineering) Doctor of Technical Sciences, Professor of the Department of Economics and Finance Penza State University, Penza, Russia

E-mail: olaa1@yandex.ru

***Ушел из жизни Заслуженный деятель
науки Российской Федерации,
член-корреспондент РАН, доктор
экономических наук, профессор
Алексей Павлович Зинченко.***

В 1959 году окончил экономический факультет Московской сельскохозяйственной академии им. К. А. Тимирязева по специальности «Экономика и организация социалистического сельского хозяйства», затем исполнял обязанности заведующего опорным пунктом ВНИИ экономики сельского хозяйства в совхозе «Гигант» (Ростовская область).

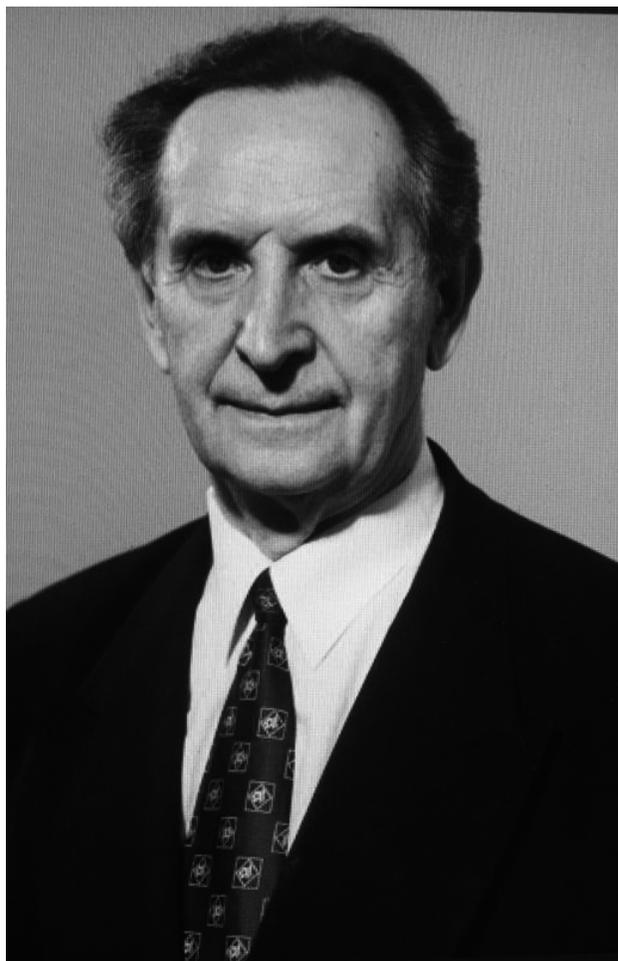
Вся жизнь 60 лет, не считая студенчества, выдающегося ученого и педагога связана с Тимирязевской академией и статистикой как наукой. С 1961 года преподавал в Московской сельскохозяйственной академии, пройдя путь от ассистента до профессора заведующего кафедрой, а также был деканом экономического факультета (1989—1994) и проректором Всесоюзной высшей школы управления АПК (1985—1988).

Алексей Павлович Зинченко внес большой вклад в развитие научно-педагогической школы статистики аграрного сектора: разработал подходы к типизации сельхозпредприятий и оценке их эффективности, предложил новые схемы анализа составных показателей, усовершенствовал схемы изучения причинно-следственных связей в аграрной экономике; разработал новые научно-методические подходы к экономико-статистическому изучению эффективности аграрного сектора, исследованию его производственного потенциала, характеристике сельского хозяйства в системе национальных счетов, совершенствованию методологии организации, проведения и подведения итогов сельскохозяйственных переписей и др.

Им опубликовано почти 300 работ общим объемом более 800 печатных листов, в том числе свыше 60 книг и брошюр. За учебник «Курс социально-экономической статистики» вместе с коллективом авторов в 2006 г. он был удостоен премии Правительства Российской Федерации в области образования. Его учебники и пособия отличаются высоким научным и учебно-методическим уровнем, способствуют глубокому погружению в материал, формированию творческого мышления у студентов и заинтересованности в изучении дисциплины.

С 1985 года и по 2022 годы ученый был членом диссертационных советов по экономическим специальностям, им подготовлено 15 кандидатов наук.

Более 50 лет Алексей Павлович Зинченко оказывал научно-методологическую помощь органам статистики, был членом Учёного совета Межгосударственного статистического комите-



та стран СНГ, научно-методологического совета Росстата, бюро секции «Статистика» ЦДУ РАН, научно-технического совета Минсельхоза РФ, бюро отделения экономики земельных отношений РАСХН, редакционной коллегии журналов «Вопросы статистики» и «Известия ТСХА», сборников по статистике сельского хозяйства.

Научные, педагогические и общественные заслуги профессора Алексея Павловича Зинченко неоднократно отмечались руководством страны, министерством образования и сельского хозяйства, РАСХН. Он удостоен государственной награды — медали ордена «За заслуги перед Отечеством» II степени, награжден золотой медалью Министерства сельского хозяйства Российской Федерации «За вклад в развитие агропромышленного комплекса», «Золотой медалью имени В.С. Немчинова РАСХН» и др. Его заслуги в области государственной статистики отмечены медалью Росстата «За заслуги в проведении Всероссийской сельскохозяйственной переписи 2006 года», знаком отличия Федеральной службы государственной статистики — нагрудным знаком «Отличник статистики» и почетными грамотами Росстата.

Память об ученом и педагоге Алексее Павловиче Зинченко навсегда останется в сердцах его учеников, а его труды будут являться источником вдохновения для многих поколений ученых.

Анализ влияния мировых цен на нефть на ВВП (на примере Азербайджанской Республики)

Цель исследования. В статье анализируется влияние мировых цен на нефть (внешние и внутренние факторы) на ВВП страны, рассматриваются колебания мировых цен на нефть, их влияние на национальную экономику Азербайджана и интегрируемость этих макроэкономических показателей.

Материалы и методы. Изучение динамики функционирования временных рядов на основе исходных данных выявило их нестационарность, что не позволяет построить «качественную» прогностическую модель. Для достижения целей исследования и «повышения качества» формируемой модели, которая используется для расчета прогнозных оценок, были проведены соответствующие эконометрические процедуры и исследована интегрируемость временных рядов. В частности, используется метод векторной модели коррекции ошибок – VECM. Тест основан на использовании уравнений коинтеграции между переменными, где длина лагов и определения причинности по Грейнджеру решаются в рамках этой модели. При формировании модели VECM выдвинутые в работе гипотезы проверялись на основе использования эконометрических тестов. Отклики импульсной функции на независимые переменные модели изучались методом графического представления на основе значений модели и ее невязок.

Результаты. Определено, что долгосрочную равновесную связь между переменными можно считать устойчивой, так как после нарушения в краткосрочные периоды от шоковых реакций устойчивость восстанавливается. Примененный метод декомпозиции дисперсий ошибок прогноза для определения влияния экзогенных переменных на эндогенную переменную показал, что наибольшую неопределенность в прогнозе для ВВП, марок Azeri_light, Brent и West дают собственные изменения в течение первого триместра рассматриваемого периода.

Заключение. Полученные результаты могут быть полезными для выявления реальных тенденций ВВП Азербайджана и определения его взаимозависимостей с другими макроэкономическими переменными, для определения его взаимозависимостей с вариацией цен на энергоносители на основе анализа динамики рассматриваемых показателей, для разработки рекомендаций и образования направлений перспективного развития ВВП.

Ключевые слова: ВВП Азербайджана, мировые цены на нефть, векторная модель коррекции ошибок, реакции импульсных функций отклика, декомпозиции переменных.

Natavan S. Ayyubova

Baku State University, Baku, Azerbaijan

Analysis of the Impact of Global Oil Prices On GDP (on the Example of the Azerbaijan Republic)

Purpose of the study. The article analyzes the impact of world oil prices (external and internal factors) on the country's GDP, considers fluctuations in world oil prices, their impact on the national economy of Azerbaijan and the integrability of these macroeconomic indexes.

Materials and methods. The study of the dynamics of the functioning of time series based on the initial data revealed their non-stationarity, which does not allow creating a “qualitative” predictive model. In order to achieve the goals of the study and “improve the quality” of the model being formed, which is used to calculate predictive estimates, appropriate econometric procedures were carried out and the integrability of time series was investigated. In particular, the method of vector error correction model - VECM is used. The test is based on the use of cointegration equations between variables, where lag lengths and Granger causality definitions are solved within this model. When forming the VECM model, the hypotheses put forward in the work were tested using econometric tests. The responses of the impulse function to the independent variables of the model were studied by the method of graphical representation based on the values of the model and its residuals.

Results. It has been determined that the long-term equilibrium relationship between variables can be considered stable, since after short-term disturbances from shock reactions, stability is restored. The applied method of decomposition of forecast error variances to determine the influence of exogenous variables on the endogenous variable showed that the greatest uncertainty in the forecast for GDP, Azeri_light, Brent and West is given by their own changes during the first trimester of the period under consideration.

Conclusion. The results obtained can be useful for identifying real trends in Azerbaijan's GDP and determining its interdependencies with other macroeconomic variables, for determining its interdependencies with variations in energy prices based on an analysis of the dynamics of the indexes under consideration, for developing recommendations and forming directions for the long-term development of GDP.

Keywords: Azerbaijan GDP, world oil prices, error correction vector model, reactions of impulse response functions, decompositions of variables.

Introduction

When improving the system of state macroeconomic regulation, the effectiveness of the application of elements of economic policy is important. It is of great importance to identify and study the relationships between indicators of sectors of the economy, between internal and external indicators, quantify these relationships, identify patterns, develop trends that characterize the dynamics of development of different areas of the economy and their application in management.

Econometric models based on mathematical and statistical methods make it possible to identify relationships between the quantitative characteristics of economic objects in order to prepare mathematical conditions for the forecast, to determine the values of all parameters in the model and ensure its adequacy with the real behavior of the parameter under study, to obtain effective values of the model parameters, to check the theoretical and economic provisions and conclusions based on empirical information [1, 2, 3, 4].

The issue of forecasting important economic indicators is very relevant in the management and state regulation of the economy. Forecast estimates of the main indicators of the state of the economy, such as GDP dynamics, price index, current account balance of payments, crisis prediction, etc. may vary. The structure, structure of various economic indicators in solving an identical problem may dictate specific requirements, an individual approach to each of them, which requires a preliminary detailed study and analysis of phenomena.

Relevance

In econometric studies, the modeling of economic indicators with the study of the reactions of indicators to various

shocks has become widespread. That is, forecasting is not only quantitative, but also qualitative. In other words, the researcher can simply indicate the quantitative change in the indicator under study, and can also indicate on what other indicators this change may depend and how. Preparation of models for forecasting is a statistical analysis of data, analysis of dependencies and relationships between factors.

To predict changes in the future of the studied economic objects, such as rising or falling prices, changes in the exchange rate, GDP growth, economic crises, etc. specialists in economic phenomena prefer to rely on experience, knowledge in the relevant field and on intuition. In such situations, the relationship of economic indicators may be incorrectly assessed, or some of them may be missed, which can have a strong enough impact on the analyzed situation. But, they do not take into account the advantages of mathematical modeling, where all the relationships of variables can be evaluated both quantitatively and qualitatively. Such econometric models, with a clear economic interpretation of specialists, make it possible to predict a better and more reliable forecast. Moreover, the simplicity and clarity of the explanations of the mechanisms and the obtained results of the models increases the corresponding audience.

Dynamic models include relationships of variables over time. In statistical models, in particular, series values are used, which are variables in dynamic models. Such models apply mechanisms, variational calculations, difference and differential equations, describe the nature and strength of mutual influences in the economy, which determine the algorithm of economic processes.

Vector autoregressive models and vector error correction models, the use of which has become very popular in

econometric studies due to their wide possibilities, allow representation in a structural form, allow solving analytical problems, the solution of which was impossible or created difficulties in the implementation of regression modeling.

Work analysis

A complex algorithm of macroeconomic indicators associated with economic crises, cycles, with a change in economic trends and with an unstable economy associated not only with internal but also with external phenomena make the analysis, study of non-stationary time series and the construction of econometric models based on them especially relevant and important.

The mathematical model of an economic indicator in the form of a system of equations, logical and interrelated relationships, graphs is its homomorphic display, in a conditional way. Analysis, study of these models substantiate and develop more effective solutions to the issues under study.

The work of Polbin A.V. [5] is devoted to the econometric assessment of the impact of changes in the conditions of trading operations, world oil prices, fixed capital accumulation, household consumption in Russia, using the method of constructing a vector model of error correction with exogenous variables. The results of the author's research demonstrate that permanent the change in oil prices generated a «domed» response in the dynamics of the level of production. The author concludes that the impact of the increase in oil prices on GDP growth rates is positive in the short term and negative in the medium term. Analysis of the sensitivity of national economies to changes in world oil prices has always been an interesting and researched issue[6] considers in his work the problem of modeling the dynamics of oil prices. The

author, substantiating the need to distinguish two periods, offers aggregated models. These models reflect the conditions in the oil market and in the national economy for the selected periods. The paper assesses the impact of possible monetary policy priorities on the dynamics of macroeconomic indicators and oil prices. Also, the importance of supplementing the analysis with a study of the impact of high oil prices on the most sensitive to rising fuel prices, intensive industries and industries is substantiated. Zulfigarov F. and Neuenkirch M. in [7] analyze oil price shocks in a six-variable model, where most variables are presented in the form of the first logarithmic difference, determines the significance of shocks in oil prices for the variances of the considered variables. Using variance decomposition, the author predicts the variation of variables when a shock is applied to the oil price variable and to each of the other macro variables included in the system. Rautava in work [8] analyzes the impact of world oil prices and the real exchange rate on the Russian economy and fiscal policy using the VAR methodology and cointegration methods. The results show that in the long run, a 10% increase or decrease in world oil prices is associated with an increase or decrease in Russian GDP by 2.2%. The influence of external economic conditions on the dynamics of the Russian economy is considered in most econometric models developed by Russian scientists. In the article [9], the author, analyzing the relationship of economic indicators in the Russian economy with the volatility of world oil prices, evaluates and proposes a system of simultaneous econometric equations, with the help of which he puts forward and tests a number of hypotheses about the sensitivity of macroeconomic stability to fluctuations in external factors. By studying the relationship

between macroeconomic parameters and world oil prices, researchers in [10] identify factors that have a long-term positive relationship with oil prices, using mathematical approaches such as vectorial autoregression, Granger, Dickey-Fuller. It was revealed that a 1% increase in GDP leads to a strengthening of the ruble by 1.47%, that the price of oil and GDP has the greatest impact on the ruble exchange rate in the short term according to Granger, and actions are formulated to improve the effectiveness of macro indicators. Ybrayev Z. analyzes [11] the exposure of Kazakhstan's long-term economic growth to macroeconomic constraints. Balance-of-payments-constrained growth models predict that a country's growth rate can be approximated by the ratio of export growth rate to the income elasticity of demand for imports. The Johansen cointegration method was used to evaluate trading parameters. A vector error correction model is used to analyze short-term adjustments in income elasticity. The results show that average growth rates project long-term economic growth in Kazakhstan at about 2%, and current economic growth is limited by aggregate demand. A study [12] examines the direction of the causal relationship between the balance of trade and oil price shocks in the context of Pakistan over the period 1975–2010. The result shows that there is a significant negative relationship between oil prices, exchange rate and trade balance in Pakistan i.e. oil prices and exchange rate cause trade imbalance in Pakistan. Also, there is a positive relationship between the output gap and the trade balance, which indicates inefficient allocation and use of resources in production. The Granger causality result indicates that there is a bidirectional causal relationship between oil prices and the exchange rate in Pakistan. In work Pilnik N.P. and Shaikhutdinova M.F. [13] formulates a model that allows

you to explore and predict foreign economic activity using and applying balance of payments indicators. The developed model makes it possible to accurately characterize the dynamics of the balance of payments indicators in the format of econometric and balance ratios and presented in three scenarios of the state of the balance of payments and can be used for short-term forecasting, which takes into account different combinations of external economic conditions, prices on world markets, etc. The work [14] studies the modeling of the dynamics of the balance of payments of Azerbaijan based on changes in the exchange rate, export-import operations, general and foreign investments in Azerbaijan. On the basis of statistical methods and an analytical approach to the analysis of the problem, an econometric model has been developed in the form of a multiple regression equation, which takes into account the influence of the main factors on the country's balance of payments. Also, to check the adequacy of the model and the significance of explanatory factors, the corresponding econometric tests with accompanying comparisons were carried out. Using the model, the authors interpret the dynamics of the development of the main macro-indicator of the country's foreign trade. The article [15] conducts an econometric analysis of the dynamic processes of Azerbaijan's balance of payments, discusses the formation of an econometric trend suitable for forecasting. Stationarity verification is important for econometric models, which is given sufficient space in this paper. Hypotheses about the absence of autocorrelation, heteroscedasticity in residuals, etc. are also tested. In [16], to create a cointegration ratio that can be used to measure the impact of Azerbaijan's GDP on the current account balance of payments in the long run

and then to create a model for correcting errors and predicting economic development. Pre-econometric analysis of the time series of macroeconomic indicators taken into account for the presence of stationary was performed. According to the results of the Johansen test, linear and quadratic trends with similar results indicate the presence of cointegration relation and carried out Trace and Maximum Eigenvalue tests. In this work, both test statistics show the presence of one cointegration relation. As a result, an alternative hypothesis about the existence of one vector of cointegration and from two trends with similar results, a linear one was chosen trend. The results of this study provide an opportunity to identify actual trends development of the current account of the balance of payments and determine its interdependence with GDP. In [17], the impact of oil shocks and the change in the dynamics of oil price uncertainty associated with economic and political events are determined. In contrast to previous studies, the results of this study show that the sharp increase in oil price uncertainty over recent decades has a detrimental effect on output growth and that output growth responds symmetrically or asymmetrically to positive and negative shocks over the period.

Analysis of the state of time series by model parameters

The most important exogenous factor of the Azerbaijani economy is oil prices, which is justified by the structure of the national economy and the country's export potential. Changes in world oil prices inevitably affect the volume of GDP, investment in the country, the real exchange rate, the level of average income and life of the population, and so on. Despite the steadily strengthening exchange rate of the national currency due to regulated measures at the state level, the increase in world



Fig. 1. Production of crude oil in Azerbaijan from 2000 to 2020 [18]

Рис. 1. Добыча сырой нефти в Азербайджане с 2000 по 2020 гг. [18]

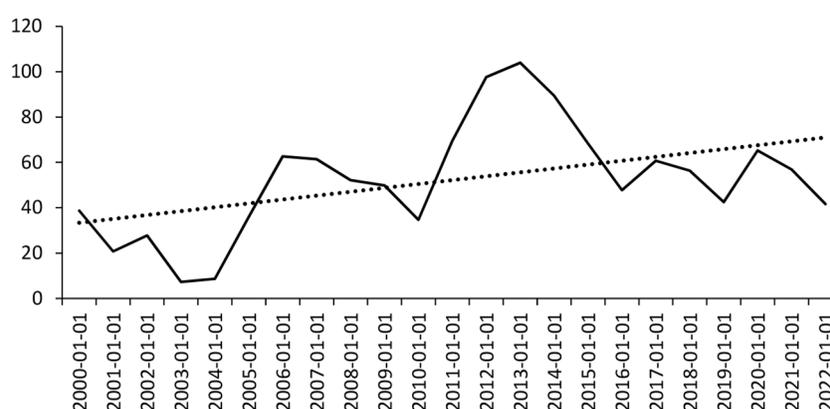


Fig. 2. Azeri Light oil price dynamics from 2000 to 2022 [19]

Рис. 2. Динамика цен на нефть Azeri Light с 2000 по 2022 гг. [19]

oil prices, which increase the financial flow to the country and are closely related to the prices of other energy carriers, the growth or decrease in world oil prices strongly affects the dynamics of economic processes in the country of traders. oil products. This fact makes the close dependence of the Azerbaijani economy on the export of oil products an acute problem affecting the country's macroeconomic stability.

Having reached a record high of 1072 barrels per day per thousand in June 2009 and a record low of 168 barrels per day per thousand in February 1997, Azerbaijan's crude oil production as of April 2022 was 690 barrels per day per thousand. Fig. 1 presents data on crude oil production in Azerbaijan (2000-2020).

Azerbaijan's exports for the first quarter of 2022 increased by 2.1 times, which amounted to 8.1 billion dollars, and imports

by 16.8%, which amounted to 2.7 billion dollars. Oil and gas exports increased 2.2 times and amounted to 7.4 billion dollars. The average market price for Azeri light oil reached \$86.5 in the first quarter of 2022, and by the third quarter it rose by \$3.5 to \$128.80. In March 2022, this mark reached its all-time high this year at \$136 per barrel. The dynamics of prices for Azeri light oil can be seen in Fig. 2.

Fig. 3 shows the dynamics of Brent and West Texas Intermediate oil prices from 1996 to 2020.

Analysis of Fig. 2 and Fig. 3 allows us to trace similar price dynamics for the three brands Azeri Light, Brent and West Texas Intermediate. According to the State Statistics Committee, Azerbaijan's GDP in 2021 increased by 5.6% compared to the previous period, and by 6.2% in the first half of 2022. The growth of the oil and gas sector

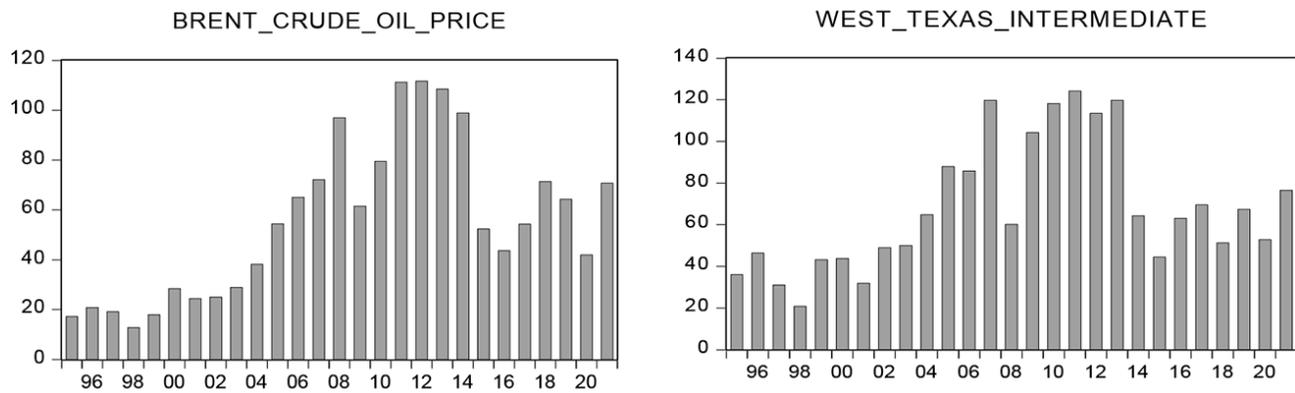


Fig. 3. Brent and West Texas intermediate oil prices dynamics (1996-2020) [20,21]

Рис. 3. Динамика промежуточных цен на нефть марок Brent и West Texas (1996-2020 гг.) [20,21]

amounted to 1.8% and 0.2%, respectively. In 2021, the nominal volume of Azerbaijan's GDP amounted to 92 billion 857.7 million manats. For 6 months, the same indicator amounted to 63 billion 364.4 million manats.

In the first half of 2022, 75.7% of the production volume fell on the mining industry, 20.4% on the processing industry, 3.4% on the production and distribution of electricity, 0.5% on the water supply and waste processing. Investments in fixed assets for the 1st half of 2022 amounted to 6.3 billion manats, which is an increase of 0.7% over 6 months of 2021, in the structure of which the volume of foreign investments amounted to 1.606

billion manats, and the volume of domestic investments 4.693 billion manats[22].

To visually analyze the relationship between GDP and oil prices, we use a graphical method. Fig. 4 shows a combined graph of Azerbaijan's GDP and Azeri Light, Brent, West Texas Intermediate oil prices. The figure clearly shows similar dynamics of all four parameters, which confirms the close and strong impact of oil prices on the economic growth of Azerbaijan.

The main results of the study

First of all, it should be noted the main advantage of vector error correction models, which

allow expanding the applicability of regression models, also to non-stationary time series. The assumption that model variables are interdependent can form several equations when tested. These equations can be reduced to one after testing the degree of exogeneity of the variables.

To find the rank of cointegration of the vector model for Azerbaijan's GDP and world oil prices, a preliminary analysis of time series by parameters should be carried out. Statistical data for conducting econometric tests were taken from the official website of the State Statistics Committee of Azerbaijan [24], from the website of the Central Bank of Azerbaijan [25], from open international information Internet sources [26].

To conduct tests that determine cointegration relations, it is necessary to make sure that the series under study are first-order integrated series. According to the results of the regression analysis, where *GDP* was taken as dependent variables, and *Azeri Light*, *Brent*, *West* as independent variables, the formal model looks like this:

$$GDP = 354.02267Azeri_light + 540.268Brent - 105.9412West - 6701.798 \quad (1)$$

R^2 was found to be 82%, *F-statistic* 27.1 (Probability 0.000001), *Akaike* info criterion 21.55, *Schwarz* criterion 21.75, *Durbin-Watson* statistic 0.78,

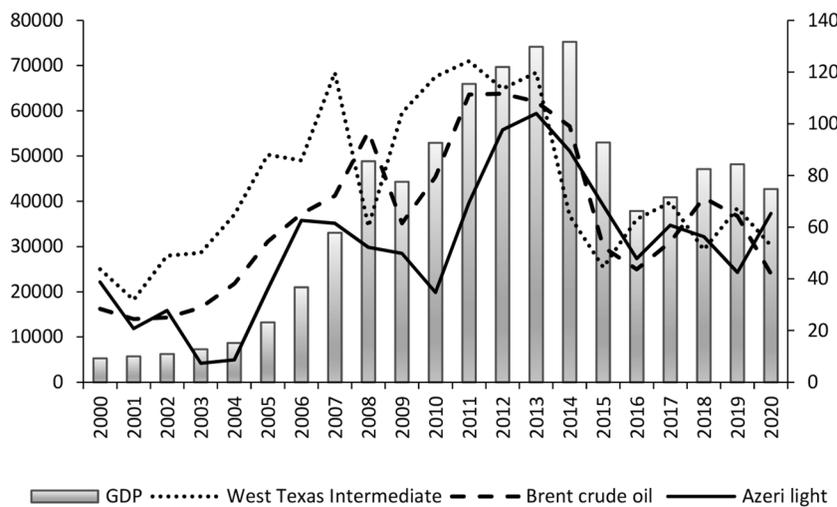


Fig. 4. Combined graph of Azerbaijan's GDP and Azeri Light, Brent, West Texas Intermediate oil prices (2000-2020) [23]

Рис. 4. Комбинированный график ВВП Азербайджана и промежуточных цен на нефть марок Azeri Light, Brent, West Texas (2000-2020 гг.) [23]

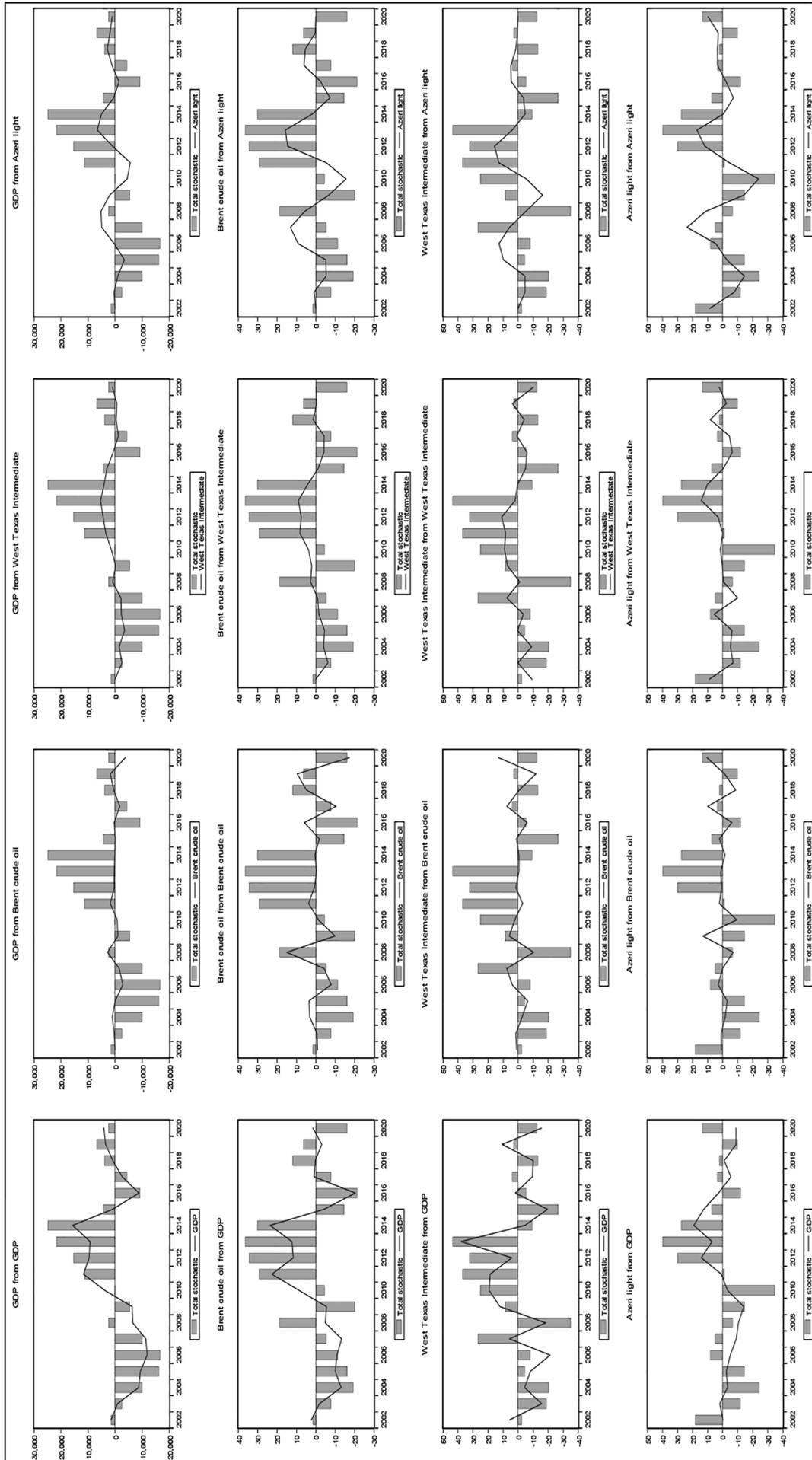


Fig. 5. Historical decomposition using Cholesky weights for variables in split form
 Рис. 5. Историческая декомпозиция с использованием весов Холецкого для переменных в разделенной форме

t-criterion for *Azeri Light* 2.442708 (Probability 0.0258), for *Brent* 3.318517 (Probability 0.0041) and for *West* -0.927554 (Probability 0.3666). Among the results there are positive indicators for modeling. The coefficient of determination explains the choice of factors for the model by 82%, leaving 18% for random components, which is assessed as satisfactory. The *Fisher criterion* is 27.75 with a high probability, the Student criteria for *Azeri Light* and *Brent* are also obtained with high probabilities. But, the statistics of *Durbin Watson* are very unsatisfactory and indicate the presence of a positive autocorrelation. By the number of observations $n_1 = 21$ and by the number of degrees of freedom $n_2 = 3$, respectively, the lower and upper limits of the critical points, with 95% probability, are $d_l = 1.026$ and $d_u = 1.669$. Since the criterion is $DW = 0.78$ and is located to the left of these points, this explains the positive autocorrelation in the regression model and the non-stationarity of the model.

Using the *Historical Decomposition using Cholesky weights* procedure in the Eviews package, decomposition was carried out for time series and, based on the results, in all cases a trend was found that characterizes the series as non-stationary. Graphs were built for each variable separately and in combined form and are presented in Fig. 5 and 6.

To study the stationarity, dynamics, nature of time series, it is also important to analyze the residuals of these series. In Fig. 7, for each time series, with the help of *VAR Structural Residuals using Cholesky Factors*, graphs were constructed showing the structure of the residuals for the variables under study.

As can be seen from the graphical analysis of decompositions and the structure of the residuals of the original time series covering the period from 2000 to 2020, the *GDP*,

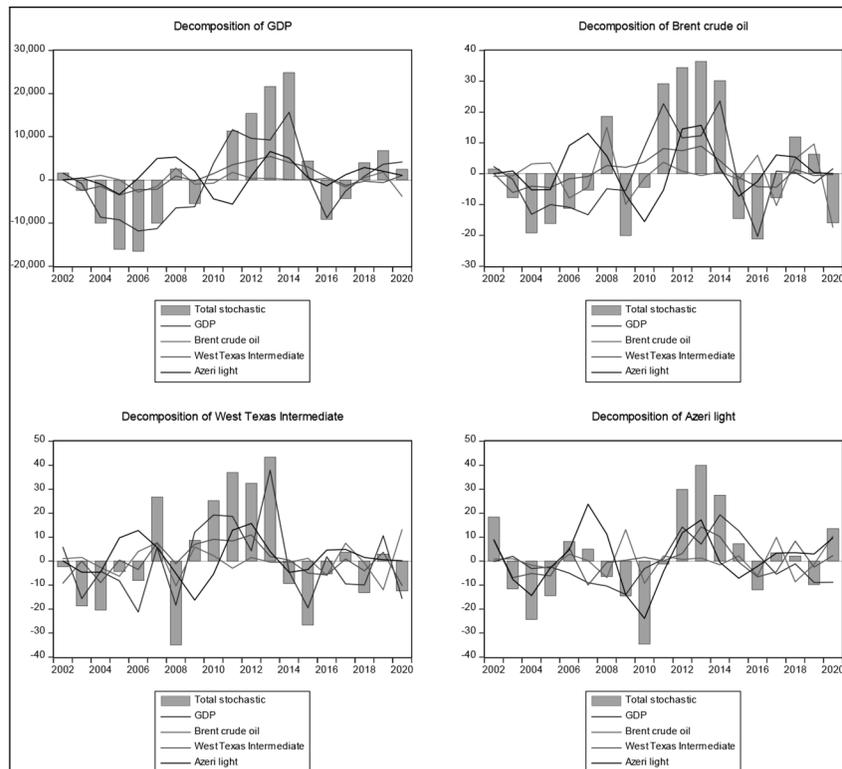


Fig. 6. Historical decomposition using Cholesky weights for variables in combined form

Рис. 6. Историческая декомпозиция с использованием весов Холецкого для переменных в комбинированной форме

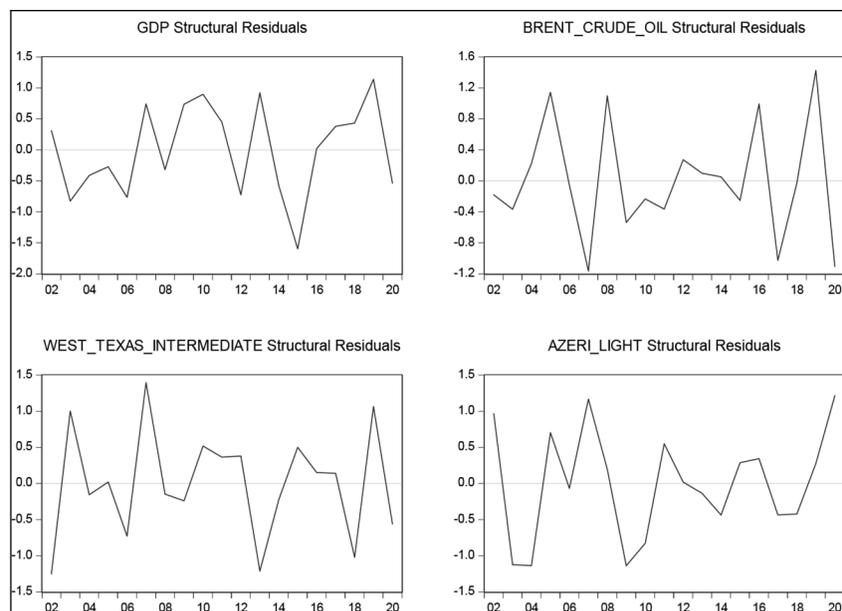


Fig. 7. Structure of residuals by factors using Cholesky decomposition

Рис. 7. Структура остатков по факторам с использованием разложения по Холецкому

Azeri Light, *Brent*, *West* series are non-stationary, which requires consideration of data from a different aspect, since in this situation according to the initial data, the construction of an adequate model suitable

for forecasting is impossible. Based on the first or second data difference for variables, time series can be revised and reexamined for stationarity [27], which is an advantage of the *Augmented Dickey-Fuller test*. In

some cases, this procedure allows you to get the desired results and continue the study.

The *Dickey-Fuller* test and similar procedures *KPSS*, *Phillips-Perron*, *Breusch-Godfrey serial correlation LM-test*, *Ljung-Box* and *Augmented Dickey-Fuller* are used in autoregressive modeling to determine stationarity in series. The *Augmented Dickey-Fuller* test is an extended form of the *Dickey-Fuller* test. With this test, applying the method of differences on series data, you can remove the existing autocorrelation from time series and test them for stationarity. The extended *Dickey-Fuller unit root* test computes a value for the t-test with a p level of significance, and also offers critical values for the t-test with 1%, 5%, and 10% probabilities. These results help to conclude that the series is stationary. The null hypothesis determines the unit root, and stationarity is determined by the alternative hypothesis. The estimate of the coefficient $\xi = 1$ means the presence of a unit root in the time series, which characterizes the non-stationarity of the series [28]. Mathematically, the *Dickey-Fuller* test can be represented as follows:

$$y_t = \xi y_{t-1} + v_t, \quad (2)$$

where y_t – is the time series under study at moment t ; ξ – is the coefficient determining the unit root; v_t is white noise, which is a random process, a special case of stationary series. This is a random sequence for the values y_1, \dots, y_p , if they are independent of each other and the conditions $E(y_t) = 0$, $D(y_t) = \text{const}$ are satisfied. The unit root test determines whether the stochastic component of the equation consists of a unit root [29].

For an extended analysis of the residuals of the model, a parameter was added as an independent factor representing the residuals and a regression analysis was performed. At the next step, using the *Dickey-*

Fuller test for a unit root, the stationarity of the first difference for the variables was tested.

The regression analysis for the multiple model for *GDP* with four independent parameters gave very positive results as follows. R^2 was 98%, F -statistic $6.38E + 14$ (*Probability* 0.000024), *Akaike info criterion* -9.3, *Schwarz criterion* -9.04, *DW* statistic 1.88, t criterion for *Azeri Light* 12435701 (*Probability* 0.00566), for *Brent* 16894399 (*Probability* 0.0038), for *West* -4722128. (*Probability* 0.000002) and for *Mresid* 20990517 (*Probability* 0.00003). The F criterion is $6.38E + 14$ with the probability 0.000024, which is more than the critical values at all significance levels: $F_{calc.} > 2.25(0.1)$; $F_{calc.} > 2.87(0.05)$; $F_{calc.} > 4.43(0.01)$. Durbin Watson's statistics are

very satisfactory and indicate no autocorrelation. According to the input parameters $n_1 = 21$ and $n_2 = 4$, with 95% probability, the lower and upper limits of the critical values for *DW* are $d_l = 0.927$ and $d_u = 1.812$. Since the criterion is $DW = 1.883$ and is located to the right and approaches the mark 2, which confirms the absence of autocorrelation in the regression model.

Akaike and *Schwarz* information criteria allow you to select the best results. The lowest values of these criteria help researchers in choosing the best model:

$$\begin{aligned} AIC &= 2k - 2\ln(l); \\ BIC &= -2\ln(l) + k\ln(n), \end{aligned} \quad (3)$$

where k is the number of independent factors; l is the log-likelihood estimate; n – sample size.

Table 1 (Таблица 1)

Results of the augmented Dickey-Fuller test
Результаты расширенного теста Дики-Фуллера

Variables	crit.value.1%	crit.value.5%	crit.value.10%	t statistic	Probability
According to original rows					
<i>GDP</i>	-3.831511	-3.029970	-2.655194	-1.798420	0.3698
<i>Azeri_Light</i>	-3.831511	-3.029970	-2.655194	-2.296535	0.1828
<i>Brent</i>	-3.808546	-3.020686	-2.650413	-1.679454	0.4258
<i>West</i>	-3.808546	-3.020686	-2.650413	-1.679454	0.4258
<i>Mresid</i>	-3.831511	-3.029970	-2.655194	-2.571647	0.1158
By rows with second differences					
<i>GDP</i>	-3.886751	-3.052169	-2.666593	-4.436996	0.0034
<i>Azeri_Light</i>	-4.004425	-3.098896	-2.690439	-4.032918	0.0095
<i>Brent</i>	-4.004425	-3.098896	-2.690439	-4.151370	0.0077
<i>West</i>	-3.857386	-3.040391	-2.660551	-8.843333	0.0000
<i>Mresid</i>	-4.004425	-3.098896	-2.690439	-5.460860	0.0008

Table 2 (Таблица 2)

Results of descriptive statistics of variables
Результаты описательной статистики переменных

	<i>GDP</i>	<i>Azeri_Light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>	<i>Mresid</i>
<i>Mean</i>	38154.56	52.46227	63.46000	75.53143	-0.000529
<i>Median</i>	42693.00	52.18517	61.51000	64.78000	756.0769
<i>Maximum</i>	75234.70	103.9699	111.6300	124.2300	16908.11
<i>Minimum</i>	5272.800	7.319492	24.45000	31.86000	-20587.48
<i>Std. Dev.</i>	23615.69	25.98500	28.84630	29.76424	9814.413
<i>Skewness</i>	-0.068729	0.163608	0.347257	0.451374	-0.146638
<i>Kurtosis</i>	1.812306	2.611764	1.966200	1.782927	2.298478
<i>Jarque-Bera</i>	1.250823	0.225572	1.357204	2.009194	0.505876
<i>Probability</i>	0.535041	0.893342	0.507326	0.366192	0.776516
<i>Sum</i>	801245.8	1101.708	1332.660	1586.160	-0.011100
<i>Sum Sq. Dev.</i>	1.12E+10	13504.41	16642.18	17718.20	1.93E+09
<i>Observations</i>	21	21	21	21	21

The *Akaike* and *Schwartz* criteria do not always select the same model. Criteria values can be the same or different. This is due to certain specific criteria. For the model under study, the *Akaike* and *Schwartz* criteria almost coincide and have the smallest values, respectively, -9.049 and -9.041.

The regression model takes the following form:

$$GDP = 354.0227Azeri_light + 540.268Brent - 105.9412West + Mresid - 6701.798 \quad (4)$$

Table 1 shows the results of the extended *Dickey-Fuller* test for rows with original data and for rows with second data differences.

By changing the parameters, a *Dickey-Fuller* test was carried out with 2nd order differences, without a trend, with a constant, using the *Schwartz* criterion, with a maximum number of lags of 4, and results were obtained that accept the alternative hypothesis of stationarity for time series for all factors in the model, on all levels of significance.

To build a quality model, it is important that the independent variables in the model, i.e., the regressors, have a fairly wide range of change. The range of variation can be measured on the basis of the coefficient of variation, which is defined as the proportion of the ratio of standard deviations of parameters to their mathematical expectations.

The results of the descriptive statistics in Table 2 were used to analyze the variability of the model variables. All results obtained must be at least 10% to ensure variability, otherwise, if this condition is not met for any variable, then it is more appropriate to remove the variable from the model or replace it with another variable.

There is no need to replace or delete variables, since the required condition is met and the coefficients of variation for all variables have received values of more than 10% (see Table 3).

Table 3 (Таблица 3)

Variation coefficients for variables (%)
Коэффициенты вариации переменных (%)

x_i	GDP	Azeri_Light	Brent	West	Mresid
v_{x_i}	61.9	49.5	45.4	39.4	18.5

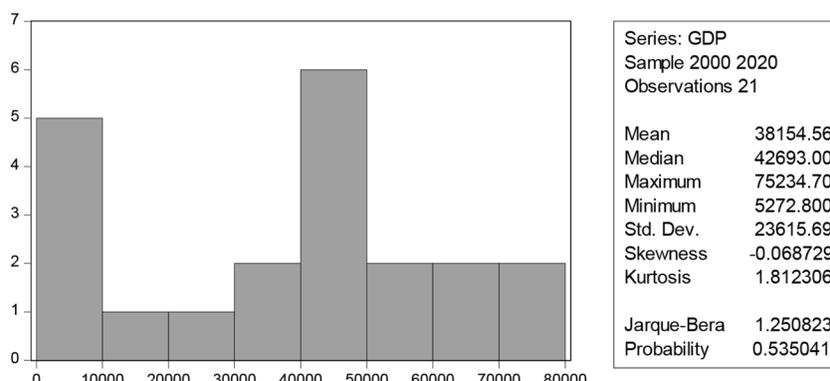


Fig. 8. Histogram of the standard distribution of residuals for the GDP time series

Рис. 8. Гистограмма стандартного распределения остатков для временного ряда ВВП

Table 4 (Таблица 4)

Correlation matrix
Корреляционная матрица

	GDP	AZERI_LIGHT	BRENT	WEST	MRESID
GDP	1	0.83402437667324	0.86490338310344	0.51209909750483	0.41558867083991
AZERI_LIGHT	0.8340243766732	1	0.767529430116969	0.46458612090521	-5.85995208256e-09
BRENT	0.86490338310344	0.767529430116969	1	0.70408479187499	3.5498988979e-08
WEST	0.51209909750483	0.46458612090521	0.704084791879944	1	2.49011693338e-08
MRESID	0.41558867083991	-5.85995208584e-09	3.549898892879e-08	2.49011693338e-08	1

The *Jarque-Bera* test tests observational errors for normality by checking third and fourth order central moments against the central moment of a normal distribution. This test examines the null hypothesis about the normality of the distribution, against the alternative hypothesis that does not accept the normality of the distribution of observational errors.

For *GDP*, the *Jarque-Bera* test obtained the following value: $JB_{GDP} = 1.250823$, with $prob. = 0.535041 > 0.05$, which confirms the normality of the distribution. The test results are presented in Table 3 and Figure 8. The null hypothesis of normal distribution is accepted. The histogram in Fig. 8 of the standard residual distributions for the *GDP* time series confirms the test results. At one level, there is a deviation from the general

trend with a normal distribution, which is confirmed by the values for the skewness and kurtosis coefficients: $K_{skew.} = -0.068$; $K_{curt.} = 1.812306$. There is a very slight deviation of the coefficients from the values for the normal distribution: $K_{skew.} = 0$; $K_{curt.} = 3$, which does not interfere with the decision on the normality of the distribution for the observational errors of the *GDP* time series.

Estimates of the tightness and direction of relationships between the parameters are presented in Table 4, in the form of a correlation matrix. Correlation coefficients between factors falling within the interval (0.7; 0.9) are estimated as strong and not random. If these values fall within the interval (0.5; 0.7), then the relationship is of medium tightness, that is, noticeable. In other cases, the relationship is assessed as weak and random. The

correlation between the resultant factor *GDP* and the independent factors *Azeri_light* and *Brent* is considered to be close and direct. The connection between *GDP* and *West* is also not weak and quite noticeable.

Structural residuals play an important role in a broad analysis of *VAR*, where their calculations are required, including impulse estimation, decomposition of the forecast variance.

To check the stability of the parameters included in the model over the entire sample, you can use the *Cusum* test, which, by calculating the accumulated sums of recursive residuals and the accumulated sums of squares over the residuals, builds graphs for variables. If the recursive estimates of the residuals for the model parameters go beyond the critical boundaries of the 95% confidence intervals, this indicates their instability. If the blue line does not intersect with the red ones on the graphs, then the model parameters are stable and the null hypothesis is accepted. Otherwise, the H_1 hypothesis about parameter instability is accepted.

The graphs shown in Fig. 9 show recursive and standardized estimates of residuals as a result of the *CUSUM* test. The analysis of the diagram in Fig. 9 confirms the null hypothesis about the stability of the model parameters, since the corresponding conditions are met. In other words, the recursive estimates of the residuals do not fall outside the confidence interval with 95% probability. So, recursive and standardized estimates of residuals for the residuals of the model indicate the stability, stability of the developed model.

To analyze the autoregressive model of the endogenous variable, the inverse roots of the characteristic equation of the polynomial from the shift operator are calculated, which serves to check the stationarity of the *AR* model. Using the *Roots of Characteristic Polynomial* test,

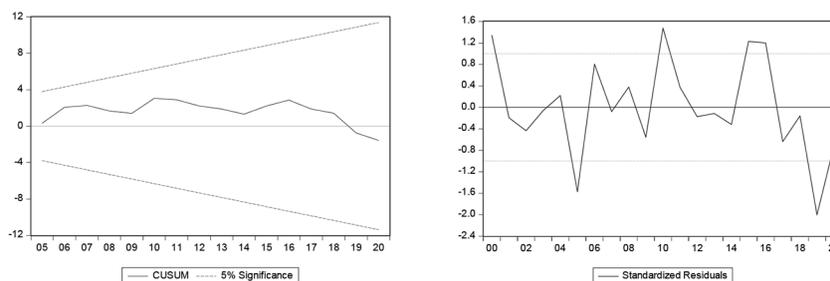


Fig. 9. Recursive and standardized residual estimates

Рис. 9. Рекурсивные и стандартизированные оценки остатков

Table 5 (Таблица 5)

The result of the test for the roots of the characteristic polynomial
Результат проверки корней характеристического полинома

Root	Modulus
$0.645249 - 0.141177i$	0.660513
$0.645249 + 0.141177i$	0.660513

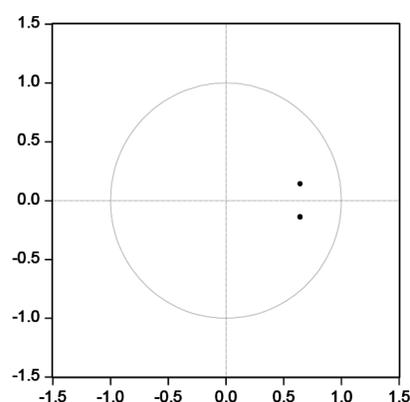


Fig. 10. Plotting unit roots for GDP

Рис. 10. Построение единичных корней для ВВП

inverse *AR* roots for *GDP* were calculated to check the state of stability.

The values of the roots in table 5 do not exceed one. Figure 10 shows a unit circle, which can also be used to determine the state of stability and stationarity of the series. It can be seen that no root lies outside the unit circle. This means that the *VAR* for *GDP* satisfies the stability condition and the considered process is assumed to be stationary.

For linear regression, it is important to check the *Ramsey* test, which determines the significance of non-linear combinations of independent variables in the model, which serves to explain the dependent variable. Using this test, you can determine the presence of variables that are not included

in the model, the correlation between explanatory variables and the random component, the incorrect functional form of the dependencies between the resultant and explanatory factors, etc. These phenomena lead to a shift in the mathematical expectation of the residuals of the model.

According to the test, the null hypothesis is accepted if the *F-statistic* value is less than the critical value and the model specifications are accepted as correct. If this condition is not met, then the functional form of the model is incorrect according to the alternative hypothesis. The results of the *Ramsey* test are shown in Table 6. With input parameters $k_1 = 4$, $k_2 = 21$ (in the table of critical values for *F-statistic* for $k_2 = 22$ was used)

with probabilities 0.1; 0.05; 0.01 were defined critical values for F-statistic, respectively, 2.22; 2.82; 4.31 and compared with the calculated value for F-statistic. Since the condition $F_{calc.} = 0.002273 < F_{crit.}$ on all probabilities, then the hypothesis about the acceptability of the functional form of the model is accepted as correct.

The White test is a procedure for testing the random error heteroscedasticity of a linear regression model that does not impose large restrictions on the structure of heteroscedasticity. The null hypothesis assumes that the errors of the model are homoscedastic, under which the Gauss-Markov conditions are satisfied. The overall significance of the auxiliary equation is checked using the χ^2 test. If $nR^2 > \chi^2_{\gamma;k}$, where γ – is the significance level; k – degree of freedom, then the homoscedasticity hypothesis is rejected. The number of degrees of freedom k is equal to the number of explanatory variables of the auxiliary equation.

The results of the White test are shown in Table 7, where prob. $F(14,6) = 0.4384 > 0.05$. At $n = 21$ $Obs * R^2$ – coefficient of determination is equal to 15.45691 and it is less than the value $\chi^2_{0.34}(14) = 17.12$. The required condition for H_0 is satisfied. The corresponding p-value is greater than the significance level of 0.05 ($0.34 > 0.05$), i.e. the null hypothesis that the random term is homoscedastic may not be rejected. This means that the hypothesis of heteroscedasticity is rejected, and according to the White test, we conclude that there is no heteroscedasticity in the residuals.

Autocorrelations of residuals is the relationship between them, as a result of which their values are either overestimated or underestimated, which negatively affects the quality of the model. The Breusch-Godfrey serial correlation LM-test is used to test serial correlation in random errors of linear models and is

Table 6 (Таблица 6)

Results of the Ramsey test
Результаты теста Рамси

	Value	df	Probability
t-statistic	0.047672	15	0.9626
F-statistic	0.002273	(1, 15)	0.9626
Likelihood ratio	0.003181	1	0.9550

Table 7 (Таблица 7)

White's test results
Результаты теста Уайта

F-statistic	1.195072	Prob. F(14,6)	0.4384
Obs*R-squared	15.45691	Prob. Chi-Square(14)	0.3477

based on the LM-statistic, which is equal to nR^2 . Here n is the volume of observations, R^2 is the coefficient of determination of the model. If the value of the LM statistics exceeds the critical value of the distribution $\chi^2_{\gamma;k}$, then the autocorrelation is considered significant and the null hypothesis is rejected. If the opposite condition is met, then the autocorrelation is considered insignificant.

The results of the Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation are shown in Table 8. At $n = 21$, the nR^2 - determination coefficient is 0.005004 and it is less than the critical value $\chi^2_{0.99}(2) = 0.02$. p-value exceeds the significance level of 0.05 ($0.9975 > 0.05$), i.e. the hypothesis of the significance of autocorrelation is rejected. The serial correlation for the residuals is not significant.

As a result of the Engle Granger test and the Johansen test, it was determined that the variables are cointegrated and that there are 1 cointegrating equations at the level of 0.05, for all types of trends. Thus, it is possible to present the relations under study in the form of VECM (vector error correction model), which expresses a long-term equilibrium relationship between variables

[30]. At this stage of the study, in order to avoid the formation of a singular data matrix with a zero determinant, the MRESID variable was removed from the independent variables. Error correction equations for second-order differences for the series GDP, Azeri_light, Brent, West based on quarterly initial data were compiled to enable the implementation of the VEC Estimates test.

The results of the Engle Granger and Johansen test for the cointegration of time series with a lag interval from 1 to 3 showed that the best values according to the Akaike and Schwartz information criteria were -9.451096* and -9.56012*. Trace and Maximum Eigenvalue tests were carried out with the first differences of the time series variables, where the null and alternative hypotheses were tested (see Table 9). For both tests, when testing hypotheses, in cases where the calculated values of the statistics exceeded the critical values, alternative hypotheses were accepted about the presence of one cointegration equation at a significance level of 0.05. So, one cointegration relation with a 95% probability has been obtained. The results obtained indicate a long-term relationship and the

Table 8 (Таблица 8)

Results of the Broesch-Godfrey LM test
Результаты LM-теста Бройша-Годфри

F-statistic	0.001668	Prob. F(2,14)	0.9983
Obs*R-squared	0.005004	Prob. Chi-Square(2)	0.9975

Table 9 (Таблица 9)

Trace and Maximum Eigenvalue test results for linear deterministic trend
Результаты теста трассировки и максимального собственного значения
для линейного детерминированного тренда

Hypothesis	Alternative hypothesis	Trace Statistic	Critical Value 5%	Probability
$H_0: r = 0^*$	$H_A: r > 0$	567.1163	3.841466	0.0000

Hypothesis	Alternative hypothesis	Max-Eigen Statistic	Critical Value 5%	Probability
$H_0: r = 0^*$	$H_A: r > 0$	567.1163	3.841466	0.0000

* means rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

* означает отклонение гипотезы на уровне 0,05.

authenticity of the correlation between the time series of variables.

When conducting the Granger test of causation, the results showed that there are both direct and inverse relationships between variables. This makes it possible to construct error correction models both for the dependent variable and for all other variables [19].

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta GDP) = & 0.026(\Delta GDP(-1)) - 30279.16\Delta Azeri_light(-1) + 33113.55\Delta Brent(-1) - 277.54\Delta West(-1) + 30603.56 - 0.605\Delta(\Delta GDP(-1)) - 0.299375\Delta(\Delta GDP(2)) + 368.32\Delta(\Delta Azeri_light(-1)) + 22.8\Delta(\Delta Azeri_light(-2)) - 350.48\Delta(\Delta Brent(-1)) + 33.07\Delta(\Delta Brent(-2)) + 56.18\Delta(\Delta West(-1)) - 33.17\Delta(\Delta West(-2)) + 267.83 \quad (5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta Azeri_light) = & 0.00018(\Delta GDP(-1)) - 30279.16\Delta Azeri_light(-1) + 33113.55\Delta Brent(-1) - 2771.54\Delta West(-1) + 30603.56 - 0.00102\Delta(\Delta GDP(-1)) - 0.00068\Delta(\Delta GDP(2)) + 3.26\Delta(\Delta Azeri_light(-1)) - 3.3622\Delta(\Delta Azeri_light(-2)) - 3.3483\Delta(\Delta Brent(-1)) + 3.3211\Delta(\Delta Brent(-2)) + 0.034\Delta(\Delta West(-1)) - 0.147913\Delta(\Delta West(-2)) + 0.77 \quad (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta Brent) = & 0.00017(\Delta GDP(-1)) - 30279.16\Delta Azeri_light(-1) + 33113.55\Delta Brent(-1) - 2771.54\Delta West(-1) + 30603.56 - 0.001019\Delta(\Delta GDP(-1)) - 0.00072\Delta(\Delta GDP(-2)) + 3.55\Delta(\Delta Azeri_light(-1)) - 3.25\Delta(\Delta Azeri_light(-2)) - \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & 3.37\Delta(\Delta Brent(-1)) + 3.24\Delta(\Delta Brent(-2)) + 0.054\Delta(\Delta West(-1)) + 0.76\Delta(\Delta West(-2)) + 0.76 \quad (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta West) = & 0.00022(\Delta GDP(-1)) - 30279.16\Delta Azeri_light(-1) + 33113.55\Delta Brent(-1) - 2771.54\Delta West(-1) + 30603.56 - 0.0014\Delta(\Delta GDP(-1)) - 0.00083\Delta(\Delta GDP(-2)) + 3.9\Delta(\Delta Azeri_light(-1)) - 2.75\Delta(\Delta Azeri_light(-2)) - 3.8\Delta(\Delta Brent(-1)) + 2.78\Delta(\Delta Brent(-2)) + 0.15\Delta(\Delta West(-1)) - 0.23\Delta(\Delta West(-2)) + 0.8 \quad (8) \end{aligned}$$

The presented vector model of error correction makes it possible to analyze and predict

the dynamics of the Azerbaijani economy within the framework of world oil prices.

VAR Residual Normality Tests (test about the normal distribution of residuals) checks whether the distribution is normal. The null hypothesis for the test indicates a normal distribution of the residuals. The test results are presented in Table 10.

From the results in Table 10 it can be seen that in the distribution of residuals, the asymmetry for all components is close to zero, which means that the observed asymmetry of the residuals is insignificant, minimal. The kurtosis slightly exceeds the value of 3, that is, the peaked distribution is also insignificant. For both characteristics, the distribution can be considered normal. According to the *Jarque-Bera* test, the distribution is also normal. $JB=36.09779$, with $prob.=0.5327 > 0.05$, which indicates the normal distribution of the residuals. The hypothesis of a normal distribution of model residuals was accepted.

The impulse response functions characterize the time of return of the endogenous variable to the equilibrium trajectory under a single shock of the

Table 10 (Таблица 10)

Table 10. Results of the test about the normal distribution of residuals
Таблица 10. Результаты теста на нормальное распределение остатков

Component	Skewness	Chi-sq	degree of freedom	probability
1	0.006312	0.000571	1	0.9809
2	-0.131035	0.246105	1	0.6198
3	0.102521	0.150651	1	0.6979
4	-0.607311	5.286520	1	0.0815
Joint		5.683846	4	0.2240
Component	Kurtosis	Chi-sq	degree of freedom	probability
1	3.898909	2.895466	1	0.0888
2	5.405499	20.73470	1	0.0855
3	3.671168	1.614169	1	0.2039
4	4.201117	5.169611	1	0.0730
Joint		30.41394	4	0.3401
Component	Jarque-Bera	degree of freedom	probability	
1	2.896037	2	0.2350	
2	20.98080	2	0.3355	
3	1.764821	2	0.4138	
4	10.45613	2	0.0547	
Joint	36.09779	8	0.5327	

exogenous variable. The response responses of the impulse function characterize the median estimate with a 90% confidence interval of the endogenous variable to the standard deviation of the exogenous variable. As a result of the evaluation of the *VECM* model, we obtained the functions of impulse responses to structural shocks. So, the graphs of the responses of the considered series built on EViews 10 for a 10-year time period are shown in Figure 11. As can be seen from the graphs of the response of impulse functions of variables to structural shocks, they cover the first 3 years of a 10-year period, with a further gradual transition to a stable period. Also, Figure 12 shows graphs for the reactions of variables to innovations, and Figure 13 shows the reactions of impulse response functions of variables individually. These charts show similar responses of impulse functions except for the responses of Brent impulse functions to shocks from *GDP*, *Azeri_light*, *West*, which cover a longer period of 4-5 years in a 10-year period. An analysis of the tabulated values of the response of impulse functions of variables to structural shocks presented in Table 11 confirms the above conclusions.

To determine the influence of exogenous variables on the endogenous variable, the econometric method of decomposition of forecast error variances was also applied. This method determines the contribution of the change in the considered variable to its variance of forecast errors and the variance of other variables. The test was carried out for the next 10 years. The results of the verification of the relevant tests are shown in Table 12.

The results in Table 12 show that in the annual *GDP* forecast, the largest errors are in the *GDP*, *Azeri_light*, *Brent* and *West* shocks, respectively, at 86% in the second year, 20.3% in the tenth year, 9.8% in the ninth

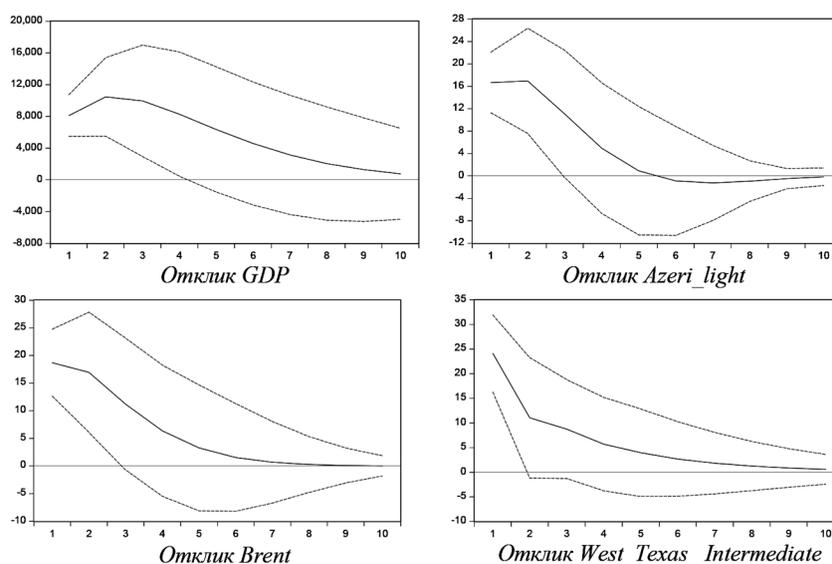


Fig. 11. Reactions of impulse response functions
Рис. 11. Реакции функций импульсного отклика

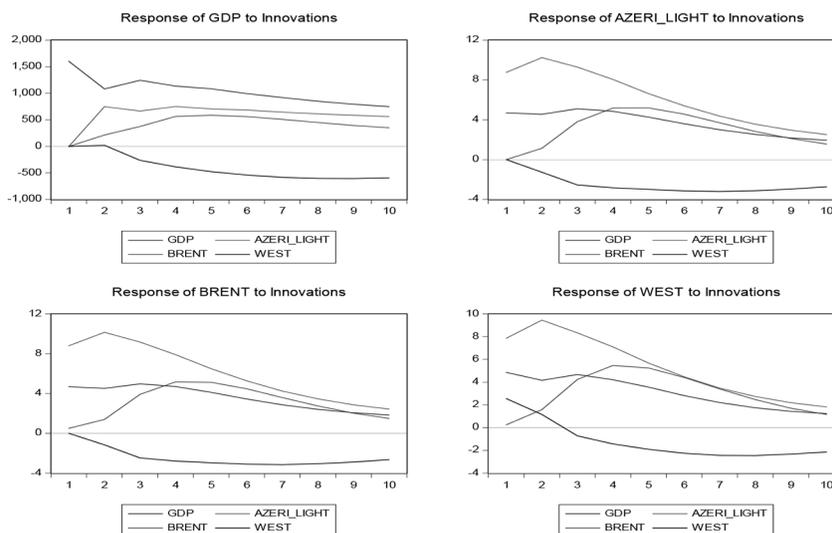


Fig. 12. Responses of variables to innovation
Рис. 12. Реакция переменных на инновации

year and 11.08% for the tenth year; for *Azeri_light* these values are in the respective order 22.3% for the first year, 79.9% for the second year, 15.13% for the ninth year, 8.99% for the tenth year; for *Brent*, respectively, 22.1% for the first year, 79.7% for the second year, 15.4% for the ninth year and 8.86% for the tenth year; for *West*, respectively, 25.7% for the first year, 74.6% for the second year, 19.27% for the eighth year and 7.15% for the first year. The results of the analysis show that the greatest uncertainty in the forecast for *GDP*, *Azeri_light*, *Brent* and *West* is given by their

own changes during the first trimester of the period under review.

Conclusions

According to the results of the study devoted to the construction of a vector model for error correction, the following conclusions can be drawn:

- The constructed model is quite adequate, demonstrates stationarity for time series for both endogenous and exogenous variables, and can be used to determine forecast values of *GDP* both in the short term and in the long term;

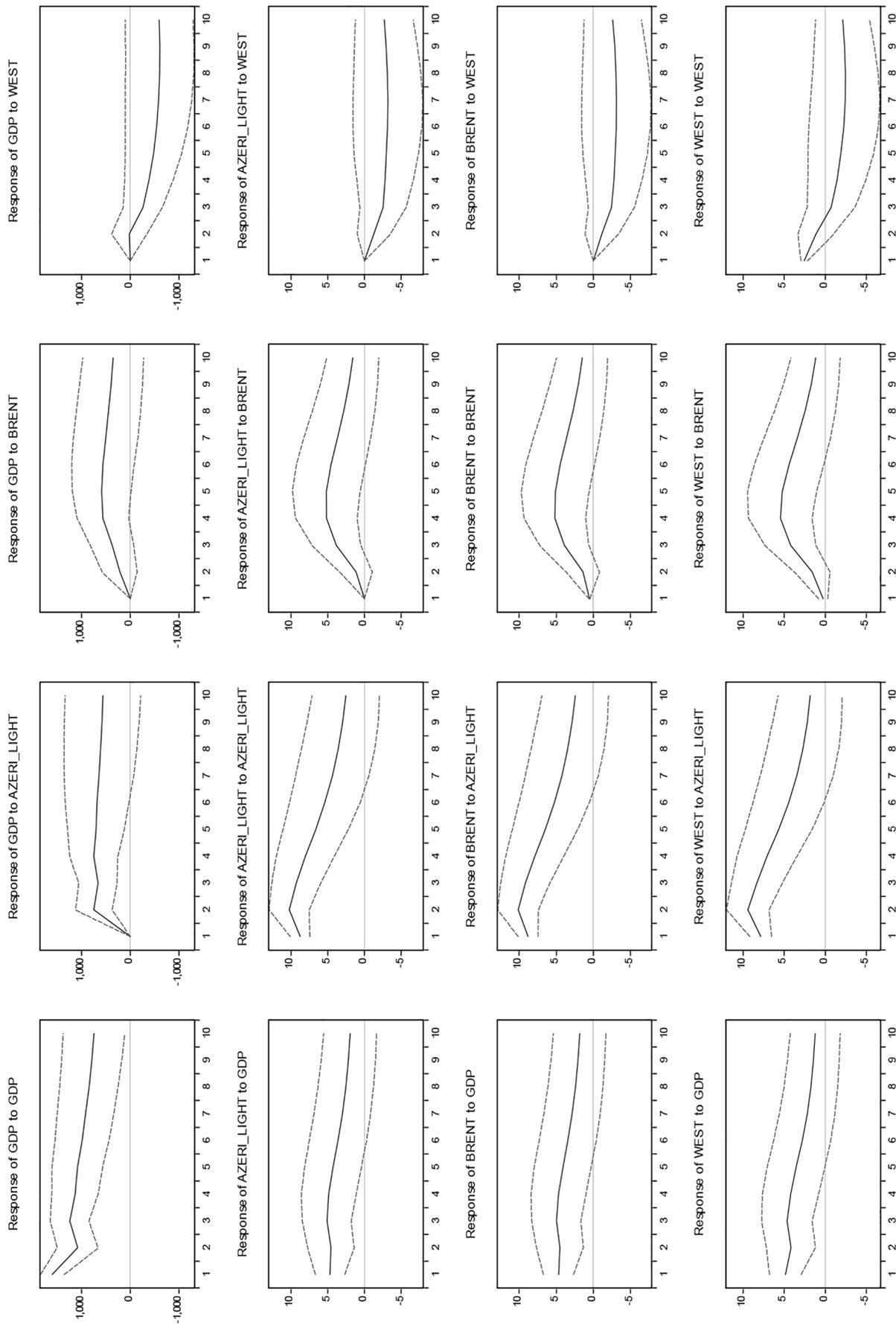


Figure 13. Responses of impulse response functions of variables individually
 Рисунок 13. Реакции функций импульсного отклика переменных по отдельности

Response values of impulse response functions of variables in individual order. Response of GDP
Значения реакций функций импульсного отклика переменных в индивидуальном порядке. Реакция ВВП

<i>Period</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	1601.757	0.000000	0.000000	0.000000
2	1082.972	748.7850	215.8003	21.14351
3	1245.389	663.5198	374.7529	-263.0360
4	1135.223	751.0387	562.5039	-384.7947
5	1086.088	704.9781	585.3035	-477.8916
6	992.4868	682.4451	562.1951	-540.7227
7	919.0981	643.0173	506.0328	-583.8947
8	849.9804	612.4495	447.2353	-603.4631
9	793.6230	584.0202	393.2147	-605.5368
10	745.6509	560.4645	350.0791	-594.6483
Response of <i>Azeri_light</i>				
<i>Period</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	4.688542	8.759332	0.000000	0.000000
2	4.555509	10.23990	1.141442	-1.261373
3	5.118996	9.282723	3.813678	-2.540903
4	4.852163	8.041928	5.179456	-2.830709
5	4.278502	6.636689	5.188674	-2.994585
6	3.599932	5.399687	4.560590	-3.142687
7	3.007089	4.367038	3.694193	-3.199349
8	2.530941	3.565660	2.838273	-3.130662
9	2.182655	2.962164	2.114631	-2.959465
10	1.940680	2.519814	1.568056	-2.723135
Response of <i>Brent</i>				
<i>Period</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	4.692027	8.797974	0.507269	0.000000
2	4.508444	10.14590	1.409810	-1.157245
3	4.982358	9.165276	3.913333	-2.461722
4	4.701179	7.899264	5.174092	-2.782250
5	4.120872	6.497934	5.127036	-2.948699
6	3.450418	5.268465	4.470623	-3.089352
7	2.868926	4.248602	3.598068	-3.135857
8	2.406218	3.459594	2.748051	-3.058609
9	2.070230	2.867423	2.035928	-2.881784
10	1.838811	2.434322	1.501853	-2.643104
Response of <i>West</i>				
<i>Period</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	4.861297	7.856381	0.257976	2.565969
2	4.162328	9.441776	1.590181	1.155655
3	4.661874	8.328819	4.240741	-0.715871
4	4.221017	7.100060	5.466879	-1.424341
5	3.558137	5.678466	5.244684	-1.896281
6	2.816507	4.471999	4.419610	-2.251627
7	2.209924	3.483271	3.408855	-2.441646
8	1.746843	2.742530	2.469097	-2.453650
9	1.431444	2.204033	1.710193	-2.332216
10	1.231158	1.826606	1.163504	-2.129252

Table 12 (Таблица 12)

Values of decompositions of variables in individual order. Variance Decomposition of GDP
Значения декомпозиции переменных в индивидуальном порядке. Дисперсионная декомпозиция ВВП

<i>Period</i>	<i>St.error</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	1601.757	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2084.742	86.01760	12.90059	1.071518	0.010286
3	2558.716	80.79156	15.28842	2.856402	1.063612
4	2977.297	74.20981	17.65506	5.679189	2.455942
5	3333.442	69.81532	18.55670	7.613505	4.014478
6	3629.193	66.37891	19.19151	8.822866	5.606719
7	3876.372	63.80521	19.57369	9.437697	7.183401
8	4085.096	61.78091	19.87228	9.696498	8.650308
9	4263.827	60.17442	20.11729	9.751095	9.957191
10	4418.879	58.87301	20.33897	9.706430	11.08159
Variance Decomposition of Azeri_light					
<i>Period</i>	<i>St.error</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	9.935206	22.27009	77.72991	0.000000	0.000000
2	15.07350	18.80858	79.91773	0.573428	0.700259
3	18.98905	19.11877	74.25468	4.394823	2.231727
4	21.99181	19.12223	68.73362	8.823467	3.320687
5	24.12221	19.03969	64.69859	11.96055	4.301173
6	25.58657	18.90225	61.95852	13.80769	5.331549
7	26.58324	18.79103	60.09835	14.72290	6.387718
8	27.26986	18.71807	58.81974	15.07412	7.388073
9	27.75633	18.68606	57.91494	15.13078	8.268218
10	28.11412	18.68997	57.25354	15.05919	8.997294
Variance Decomposition of Brent					
<i>Period</i>	<i>St.error</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	9.983826	22.08650	77.65534	0.258157	0.000000
2	15.04224	18.71278	79.70322	0.992132	0.591870
3	18.88039	18.84176	74.15670	4.925827	2.075717
4	21.80552	18.77387	68.71869	9.323254	3.184188
5	23.86770	18.65085	64.76897	12.39615	4.184029
6	25.27567	18.49438	62.09879	14.18203	5.224799
7	26.22824	18.37187	60.29398	15.05251	6.281644
8	26.88096	18.29176	59.05780	15.37548	7.274954
9	27.34125	18.25439	58.18597	15.41664	8.143000
10	27.67838	18.25378	57.55069	15.33779	8.857741
Variance Decomposition of West					
<i>Period</i>	<i>St.error</i>	<i>GDP</i>	<i>Azeri_light</i>	<i>Brent</i>	<i>West</i>
1	9.591959	25.68559	67.08578	0.072334	7.156295
2	14.22470	20.24156	74.56181	1.282594	3.914035
3	17.66184	20.09685	70.60288	6.597124	2.703145
4	20.29985	19.53661	65.67834	12.24650	2.538549
5	22.09280	19.08812	62.05694	15.97498	2.879957
6	23.25137	18.70059	59.72587	18.03567	3.537872
7	23.98385	18.42480	58.24275	18.97098	4.361475
8	24.45230	18.23596	57.29049	19.27068	5.202864
9	24.76258	18.11597	56.65595	19.26774	5.960337
10	24.97850	18.04708	56.21548	19.15306	6.584385

- The vector model of error corrections (5-8) developed during the study can be considered statistically significant. This justifies the positive results of a large number of hypotheses and graphical analysis tests;

- The constructed vector model of error correction makes it possible to quantify the characteristics of the studied indicators, the links between them in the short and long term, to evaluate the prospective dynamics of the indicators;

- The long-term equilibrium relationship between variables can be considered stable, since after a violation in short-term periods

from shock reactions, stability is restored. The constructed models make it possible to measure both deviations from the equilibrium state and the rate of equilibrium restoration. Analysis of graphs and tabular values showed that the reactions of impulse functions of variables to structural shocks cover the first 1-3 years of a 10-year period, with a further gradual transition to a stable period;

- The method of decomposition of forecast error variances was applied to determine the influence of exogenous variables on the endogenous variable. The analysis of the results showed that the greatest uncertainty

in the forecast for GDP, Azeri light, Brent and West is given by their own changes during the first trimester of the period under review;

- The results obtained can be useful for identifying real trends in Azerbaijan's GDP and determining its interdependencies with other macroeconomic variables, for determining its interdependencies with variations in energy prices based on an analysis of the dynamics of the indicators under consideration, for developing recommendations and forming directions for the long-term development of GDP.

References

1. Musa A., Salisu A.A., Abulbashar S. et al. Oil price uncertainty and real exchange rate in a global VAR framework: a note. *J Econ Finan.* 2022; 46: 704–712. DOI: 10.1007/s12197-022-09592-w.
2. Kim Quoc Trung N. Determinants of stock market modern development: Evidence from Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research (JEECAR).* 2022; 9(6): 951-964. DOI: 10.15549/jeecar.v9i6.987.
3. Kozlova O., Noguera-Santaella J. Relative efficiency of oil price versus oil output in promoting economic growth: Is OPEC's strategy right? *Empirical Economics.* 2019; 57(6). DOI: 10.1007/s00181-018-1537-1.
4. Banerjee A., Dolado J.J., Galbraith J.W., Hendry D. Co-Integration, Error Correction, And the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. *The Economic Journal.* 1993; 106(439). DOI: 10.1093/0198288107.001.0001.
5. Polbin A.V. Assessing the Impact of Oil Price Shocks on the Russian Economy in a Vector Error Correction Model. *Voprosy ekonomiki = Questions of Economics.* 2017; 10: 27-49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49. (In Russ.)
6. Varshavsky L.E. Modeling the dynamics of oil prices under different modes of development of the oil market [Internet]. *Prikladnaya ekonometrika = Applied econometrics.* 2009; 1(13). Available from: <https://cyberleninka.ru/article/n/modelirovanie-dinamiki-tseny-na-neft-pri-raznyh-rezhimakh-razvitiya-rynka-nefti/> (In Russ.)
7. Zulfigarov F., Neuenkirch M. Azerbaijan and its Oil Resources: Curse or Blessing? *University of Trier. Research Papers in Economics.* 2019; 11(19). Available from: https://www.academia.edu/42215904/The_Impact_of_Oil_Price_Shocks_on_the_Economy_of_Azerbaijan_A_Vector_Autoregressive_Analysis.
8. Rautava J. The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy. Helsinki: Bank of Finland [Internet]. Institute for Economies in Transition Discussion Paper. 2002; 3. Available from: <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:fi:bof-201408072172>.
9. Melnikov R.M. Impact of oil price dynamics on the macroeconomic indicators of the Russian economy. *Applied Econometrics.* 2010; 1(17): 20-29.
10. Mikhailov A.Yu., Burakov D.V., Didenko V.Yu. Relationship between oil prices and macroeconomic indicators in Russia. *Finansy: teoriya i praktika = Finance: Theory and Practice.* 2019; 23(2): 105-116. DOI: 10.26794/2587-5671-2019-23-2-105-116. (In Russ.)
11. Ybrayev Z. Balance-of-payments-constrained growth model: an application to the Kazakhstan's economy. *Eurasian Econ Rev.* 2022; 12: 745–767. DOI: 10.1007/s40822-022-00217-5.
12. Hassan S.A., Zaman K. Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan. *Economic Modeling, Elsevier.* 2012; 29(6): 2125-2143. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.07.006.
13. Pilnik N.P., Shaikhutdinova M.F. Modeling the State of Russia's Balance of Payments. *Ekonomika i biznes = Economics and Business.* 2017; 5: 84-101. (In Russ.)
14. Orudzhev E.K., Ayyubova N.S. Empirical analysis of factors influencing the balance of payments in Azerbaijan [Internet]. *Actual Problems in Economics.* 2016; 181: 400-411. Available from: <https://www.proquest.com/scholarly-journals/empirical-analysis-factors-affecting-balance/docview/1812274952/se-2>. (In Russ.)
15. Ayyubova N.S. Econometric analysis and modeling of the dynamics of the balance of payments' development in Azerbaijan. *Statistika i*

Economika = Statistics and Economics. 2022; 19(2): 14-22. DOI: 10.21686/2500-3925-2022-2-14-22

16. Ayyubova N.S. On the measurement of cointegration relations between indicators of the time series of the current account of the balance of payments and GDP (on the example of the Republic of Azerbaijan). *Voprosy statistiki = Questions of statistics*. 2022; 29(5): 35-45. DOI: 10.34023/2313-6383-2022-29-5-35-45. (In Russ.)

17. Charles A., Chua C.L., Darne O. et al. On the pernicious effects of oil price uncertainty on US real economic activities. *Empirical Economics*. 2020; 59: 2689–2715. DOI: 10.1007/s00181-019-01801-6.

18. Azerbaijan Crude Oil Production [Internet]. Trading economics. Available from: https://tradingeconomics-com.translate.google/azerbaijan/crude-oil-production?_x_tr_sl=en&_x_tr_tl=ru&_x_tr_hl=ru&_x_tr_pto=sc.

19. Breakeven Fiscal Oil Price for Azerbaijan (AZEPZPIOILBEGUSD) [Internet]. Fred-Economic data. Economic Research Resources. International Monetary Fund Available from: <https://fred.stlouisfed.org/series/AZEPZPIOILBEGUSD>.

20. Crude Oil Prices: Brent - Europe [Internet]. Fred-Economic data. Economic Research Resources. Available from: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILBRENTU>.

21. Crude Oil Prices: West Texas Intermediate (WTI) - Cushing, Oklahoma [Internet]. Fred-Economic data. Economic Research Resources. Available from: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO#0>.

22. GDP growth in Azerbaijan in the 1st half of the year amounted to 6.2%, industrial production - 2.1% [Internet]. Information agency "Finmarket". Available from: <http://www.finmarket.ru/news/5762598>.

23. Crude Oil Prices - 70 Year Historical Chart

[Internet]. Macrotrends is the premier research platform for long-term investors. Available from: <https://www.macrotrends.net/1369/crude-oil-price-history-chart>.

24. Macroeconomic indicators [Internet]. Official website of the State Statistics Committee of the Republic of Azerbaijan. 2023. Available from: <https://www.stat.gov.az/>.

25. Macroeconomic statistics [Internet]. Official website of the Central Bank of Azerbaijan. 2023. Available from: <https://www.cbar.az/page-41/macro-economic-indicators>.

26. Average annual Brent crude oil price from 1976 to 2022. Empowering people with data. [Internet]. Statista.com. 2023 Available from: <https://www.statista.com/statistics/262860/uk-brent-crude-oil-price-changes-since-1976/>.

27. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root [Internet]. *Journal of the American Statistical Association*. 1979; 74: 427-431. Available from: <https://www.jstor.org/stable/2286348>. DOI: 10.2307/2286348.

28. Granger Clive, WJ. Time Series Analysis, Cointegration, and Applications [Internet]. *American Economic Review*. 2004; 94(3): 421-425. DOI: 10.1257/0002828041464669. Available from: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828041464669>.

29. Kontorovich G.G. Lectures: Time Series Analysis [Internet]. *Ekonomicheskiy zhurnal Vyshey shkoly ekonomiki = Economic Journal of the Higher School of Economics*. 2003; 1(7): 79-103. Available from: <https://ej.hse.ru/en/2003-7-1/26547295.html>. (In Russ.)

30. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1990; 52: 169-210.

Литература

1. Musa A., Salisu A.A., Abulbashar S. et al. Oil price uncertainty and real exchange rate in a global VAR framework: a note // *J Econ Finan*. 2022. № 46. С. 704–712. DOI: 10.1007/s12197-022-09592-w.

2. Kim Quoc Trung N. Determinants of stock market modern development: Evidence from Vietnam // *Journal of Eastern European and Central Asian Research (JEECAR)*. 2022. № 9 (6). С. 951–964. DOI: 10.15549/jeecar.v9i6.987.

3. Kozlova O., Noguera-Santaella J. Relative efficiency of oil price versus oil output in promoting economic growth: Is OPEC's strategy right? // *Empirical Economics*. 2019. № 57 (6). DOI: 10.1007/s00181-018-1537-1.

4. Banerjee A., Dolado J.J., Galbraith J.W., Hendry D. Co-Integration, Error Correction,

And the Econometric Analysis of Non-Stationary Data // *The Economic Journal*. 1993. № 106 (439). DOI: 10.1093/0198288107.001.0001.

5. Полбин А.В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // *Вопросы экономики*. 2017. № 10. С. 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.

6. Варшавский Л.Е. Моделирование динамики цены на нефть при разных режимах развития рынка нефти [Электрон. ресурс] // *Прикладная эконометрика*. 2009. № 1(13). Режим доступа: <https://cyberleninka.ru/article/n/modelirovanie-dinamiki-tseny-na-neft-pri-raznyh-rezhimah-razvitiya-rynka-nefti/>.

7. Zulfugarov F., Neuenkirch M. Azerbaijan and its Oil Resources: Curse or Blessing? *University of Trier // Research Papers in Economics*. 2019.

- № 11(19). Режим доступа: https://www.academia.edu/42215904/The_Impact_of_Oil_Price_Shocks_on_the_Economy_of_Azerbaijan_A_Vector_Autoregressive_Analysis.
8. Rautava J. The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy. Helsinki: Bank of Finland [Электрон. ресурс] // Institute for Economies in Transition Discussion Paper. 2002. № 3. Режим доступа: <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:fi:bof-201408072172>.
9. Melnikov R.M. Impact of oil price dynamics on the macroeconomic indicators of the Russian economy // Applied Econometrics. 2010. № 1 (17). С. 20–29.
10. Михайлов А.Ю., Бураков Д.В., Диденко В.Ю. Взаимосвязь цен на нефть и макроэкономических показателей в России // Финансы: теория и практика. 2019. № 23(2). С. 105–116. DOI: 10.26794/2587-5671-2019-23-2-105-116.
11. Ybrayev Z. Balance-of-payments-constrained growth model: an application to the Kazakhstan's economy // Eurasian Econ Rev. 2022. № 12. С. 745–767. DOI: 10.1007/s40822-022-00217-5.
12. Hassan S.A., Zaman K. Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan // Economic Modelling, Elsevier. 2012. № 29 (6). С. 2125–2143. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.07.006.
13. Пильник Н.П., Шайхутдинова М.Ф. Моделирование состояния платежного баланса России // Экономика и бизнес. 2017. № 5. С. 84–101.
14. Оруджев Э.К., Айюбова Н.С. Эмпирический анализ факторов влияния на платежный баланс в Азербайджане [Электрон. ресурс] // Actual Problems in Economics. 2016. № 181. С. 400–411. Режим доступа: <https://www.proquest.com/scholarly-journals/empirical-analysis-factors-affecting-balance/docview/1812274952/se-2>.
15. Ayubova N.S. Econometric analysis and modeling of the dynamics of the balance of payments' development in Azerbaijan // Statistics and Economics. 2022. № 19(2). С. 14–22. DOI: <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2022-2-14-22>.
16. Айюбова Н.С. Об измерении коинтеграционных соотношений между показателями временных рядов текущего счета платежного баланса и ВВП (на примере Азербайджанской Республики) // Вопросы статистики. 2022. № 29(5). С. 35–45. DOI: 10.34023/2313-6383-2022-29-5-35-45.
17. Charles A., Chua C.L., Darné O. et al. On the pernicious effects of oil price uncertainty on US real economic activities // Empirical Economics. 2020. № 59. С. 2689–2715. DOI: 10.1007/s00181-019-01801-6.
18. Azerbaijan Crude Oil Production [Электрон. ресурс] // Trading economics. Режим доступа: https://tradingeconomics-com.translate.google.com/azerbaijan/crude-oil-production?_x_tr_sl=en&_x_tr_tl=ru&_x_tr_hl=ru&_x_tr_pto=sc.
19. Breakeven Fiscal Oil Price for Azerbaijan (AZEPZPIOILBEGUSD) [Электрон. ресурс] // Fred-Economic data. Economic Research Resources. International Monetary Fund. Режим доступа: <https://fred.stlouisfed.org/series/AZEPZPIOILBEGUSD>.
20. Crude Oil Prices: Brent – Europe [Электрон. ресурс] // Fred-Economic data. Economic Research Resources. Режим доступа: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILBRENTU>.
21. Crude Oil Prices: West Texas Intermediate (WTI) – Cushing, Oklahoma [Электрон. ресурс] // Fred-Economic data. Economic Research Resources. Режим доступа: <https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO#0>.
22. GDP growth in Azerbaijan in the 1st half of the year amounted to 6.2%, industrial production – 2.1% [Электрон. ресурс] // Information agency «Finmarket». Режим доступа: <http://www.finmarket.ru/news/5762598>.
23. Crude Oil Prices – 70 Year Historical Chart [Электрон. ресурс] // Macrotrends is the premier research platform for long-term investors. Режим доступа: <https://www.macrotrends.net/1369/crude-oil-price-history-chart>.
24. Macroeconomic indicators [Электрон. ресурс] // Official website of the State Statistics Committee of the Republic of Azerbaijan. 2023. Режим доступа: <https://www.stat.gov.az/>.
25. Macroeconomic statistics [Электрон. ресурс] // Official website of the Central Bank of Azerbaijan. 2023. Режим доступа: <https://www.cbar.az/page-41/macroeconomic-indicators>.
26. Average annual Brent crude oil price from 1976 to 2022. Empowering people with data. [Электрон. ресурс] // Сайт statista.com. 2023. Режим доступа: <https://www.statista.com/statistics/262860/uk-brent-crude-oil-price-changes-since-1976/>.
27. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root [Электрон. ресурс] // Journal of the American Statistical Association. 1979. № 74. С. 427–431. Режим доступа: <https://www.jstor.org/stable/2286348>. DOI: 10.2307/2286348.
28. Granger Clive, WJ. Time Series Analysis, Cointegration, and Applications [Электрон. ресурс] // American Economic Review. 2004. № 94 (3). С. 421–425. DOI: 10.1257/0002828041464669. Режим доступа: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828041464669>.
29. Конторович Г.Г. Лекции: Анализ временных рядов [Электрон. ресурс] // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. № 1(7). С. 79–103. Режим доступа: <https://ej.hse.ru/en/2003-7-1/26547295.html>.
30. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1990. № 52. С. 169–210.

Сведения об авторе

Айюбова Натаван Солтан

*К.э.н., доцент Бакинский Государственный
Университет, Факультет Математической
Экономики, Баку, Азербайджан
Эл. почта: nayyubova50@gmail.com*

Information about the author

Nayyubova Natavan Soltan

*Cand. Sci. (Economics), Associate Professor
Baku State University, Department of Mathematical
Economics, Baku, Azerbaijan
E-mail: nayyubova50@gmail.com*

Сравнительная оценка влияния человеческого капитала на доходы населения в европейских и азиатских регионах России

Актуальность исследования объясняется связью экономического роста и инвестиций в человеческий капитал.

Цель исследования. Целью исследования является сравнительный анализ динамики отдачи физического и человеческого капитала в европейских и азиатских регионах России.

Материалы и методы. В статье авторы используют расширенную производственную функцию Кобба-Дугласа и проводят регрессионный пространственный анализ на основе данных официальной российской статистики.

Результаты. Даны оценки взаимосвязи доходов населения регионов с численностью занятых, с объёмом основных фондов регионов и человеческим капиталом; фонда заработной платы населения регионов с численностью занятых, с объёмом основных фондов регионов и человеческим капиталом, обобщены коэффициенты эластичности. Проанализированы и интерпретированы значения коэффициентов эластичности. В частности, коэффициенты эластичности доходов населения по основным фондам для азиатских и европейских регионов имеют тенденцию к снижению, что авторы объясняют низким уровнем инвестиций в обновление основного капитала на предприятиях. Коэффициенты эластичности доходов населения по численности занятого в экономике регионов населения заметно его выше и

имеют тенденцию к росту. При этом человеческий капитал оказывает более сильное влияние на доходы населения, чем основные фонды и численность занятого в экономике регионов населения. Выявлено снижение влияния человеческого капитала на доходы населения в группе европейских регионов России в конце рассматриваемого периода и относительная стабильность его отдачи в азиатской группе регионов.

Заключение. Влияние человеческого капитала на доходы населения существенно отличается в европейских и азиатских регионах России. Авторами выявлены тенденции эффективности и особенности использования основных факторов производства в разных группах регионов РФ в рассматриваемый период. Научная значимость состоит в обобщении знаний о роли человеческого капитала в экономическом развитии, передаче технологий и повышении за его счет инвестиционной привлекательности населённых пунктов и регионов; получении статистически значимых моделей оценки экономической отдачи человеческого капитала.

Ключевые слова: производственная функция, регрессионный пространственный анализ, человеческий капитал, инвестиции, доходы населения, образование, экономическое развитие.

Anna A. Aletdinova¹, Aleksey V. Koritskiy², Anna N. Shadrintseva²

¹ Gubkin Russian State University of Oil and Gas (NRU), Moscow, Russia

² Siberian University of Consumer Cooperation, Novosibirsk, Russia

Comparative Assessment of the Human Capital Impact on the Population Income in the European and Asian Regions of Russia

The relevance of the study is explained by the link between economic growth and investment in human capital.

The purpose of the study is a comparative analysis of the dynamics of the return of physical and human capital in the European and Asian regions of Russia.

Materials and methods. In the article, the authors use the extended Cobb-Douglas production function and conduct a regression spatial analysis based on data of the official Russian statistics.

Results. There are estimates of the relationship between the income of the population of regions with the number of employed, with the volume of fixed assets of regions and human capital; the wage fund of the population of regions with the number of employed, with the volume of fixed assets of regions and human capital, the elasticity coefficients are justified. The authors analyzed and interpreted the values of the elasticity coefficients. In particular, the coefficients of elasticity of household income by fixed assets for Asian and European regions tend to decrease; the authors explain this by the low level of investment in the renewal of fixed capital at enterprises. The coefficients of elasticity of income of the population by the number of people employed in the economy of the regions are noticeably higher and tend to increase. At

the same time, human capital has a stronger impact on the income of the population than fixed assets and the number of people employed in the economy of the regions. There is a decrease in the influence of human capital on the income of the population in the group of European regions of Russia at the end of the period under review and the relative stability of its returns in the Asian group of regions.

Conclusion. The impact of human capital on the income of the population differs significantly in the European and Asian regions of Russia. The authors identified efficiency trends and features of the use of the main factors of production in different groups of regions of the Russian Federation in the period under review. Scientific significance is the generalization of knowledge about the role of human capital in economic development, technology transfer and increasing the investment attractiveness of settlements and regions due to it; obtaining statistically significant models for assessing the economic return of human capital.

Keywords: production function, regression spatial analysis, human capital, investments, income of the population, education, economic development.

Введение

В предыдущем своем исследовании авторы показали наличие взаимосвязи объема накопления человеческого капитала в регионе с уровнем доходов населения, используя расширенную производственную функцию Кобба-Дугласа и метод расчета восстановительной стоимости фонда образования занятого в экономике России населения [2].

Данная статья стала продолжением этого исследования. Ее целью стало проведение сравнительного анализа динамики отдачи физического и человеческого капитала в европейских и азиатских регионах России. Объект исследования – формирование и накопление человеческого капитала в российских регионах.

Теоретическую и методологическую основу работы сформировали исследования российских и зарубежных ученых по исследованию человеческого капитала, в частности, об оценке его социально-экономической отдачи.

Теоретический обзор

Основы теории человеческого капитала, включая роль инвестиций, заложили Т. Шульца и Г.С. Беккера в 60-70-х годах прошлого столетия. Во многих работах ученых человеческий капитал рассматривается как основной рычаг экономического роста, отмечается роль знаний и навыков людей как в хозяйственной деятельности, так и при создании и получении новых знаний и технологий [22, 7, 21].

А. Фагиан, Ф. Модрего и П. МасКанн пишут о эндогенной концентрации квалифицированной рабочей силы в городах как причине региональных отличий в производительности труда [11].

Качество человеческого капитала и его внешние эффек-

ты тесно связаны с созданием новых и передачей технологий. К таким выводам в отношении диффузии знаний пришли Р. Барро и Х. Сала-и-Мартин [6].

И. Бенхабиб и М. Шпигель доказали, что человеческий капитал выступает не только как фактор производства, но и как ускоритель технологических инноваций [8, 9].

А. де ла Фуэнте и А. Чиконе утверждают, что человеческий капитал необходим для создания и внедрения новых технологий, в становлении экономики знаний, поэтому процесс накопления запаса человеческого капитала неразрывно связан с ростом глобальной экономики [12].

О. Галор и О. Моав пришли к выводу, что технический прогресс (который, как мы можем предположить, является, по крайней мере отчасти, результатом создания и передачи новых технологий) повышает отдачу от навыков как с точки зрения приобретённых в процессе производства и накопления опыта способностей, так и от формального образования [13]. К аналогичным выводам пришли ещё раньше Р. Лукас [17], А. Крюгер и М. Линдаль [16]. О решающей роли человеческого капитала в долгосрочном росте современной глобальной экономики писали Д. Коген и М. Сото [10], а также О. Галор и Д. Тсиддон [14]. Согласно таким исследованиям увеличение отдачи от знаний и навыков стимулирует рост предложения образованных работников на рынке труда, а это, в свою очередь, стимулирует рост инвестиций, что создаёт систему прямых и положительных обратных связей, ускоряющих экономическое и социальное развитие стран и регионов. Накопленный работниками опыт и их компетенции влияют на экономическую отдачу от человеческого капитала [17, 23]. Как подчеркивают С. Mellander, R. Florida, они

играют роль в формировании в обществе творческого класса и развитии регионов [24].

Взаимосвязь накопления человеческого капитала и успешного развития фирм отмечают исследователи в разных странах, причём наиболее активно данные процессы идут в городских агломерациях [18, 19, 20]. В.Е. Гимпельсон и Р.И. Капелюшников с коллегами отмечают, что в настоящее время человеческий капитал чрезвычайно мобилен и скапливается там, где его выше ценят [3, 4, 5]. Большое значение взаимосвязи между накоплением человеческого капитала и интенсивными инвестициями в физический капитал отмечает А.Г. Аганбегян [1].

Таким образом, в современной экономической литературе часто отмечается, что накопление человеческого капитала в городах повышает их инвестиционную привлекательность. Обычным объяснением данного явления считается то, что кадры работников высшей квалификации способствуют эффективному использованию оборудования и, тем самым, обеспечивают повышенную рентабельность основных фондов и инвестиций в них. Кроме того, хорошо образованные специалисты создают новые технологии и успешно осваивают новые виды оборудования, способствуют технологическим инновациям. Как следствие, повышенная рентабельность инвестиций в основной капитал способствует росту этих инвестиций и созданию новых рабочих мест в высокотехнологических отраслях, что повышает спрос на квалифицированную рабочую силу. Что, в свою очередь, повышает отдачу от инвестиций в человеческий капитал, то есть стимулирует спрос на услуги образования. Два этих процесса идут одновременно и параллельно, взаимно усиливая друга. Особенно активно эти

эффекты проявляются в крупных городах, и способствуют их ускоренному росту.

Методические подходы к исследованию

В данной работе нами ставится задача выявить особенности отдачи физического и человеческого капитала в регионах России. Выделим основные этапы проведения исследования влияния человеческого капитала на доходы населения (рис.).

Регионы разделены по географическому признаку. В группу европейских регионов включены регионы, входящие в СЗФО, ЦФО, ПФО, ЮФО и СКФО. В группу азиатских регионов включены регионы, входящие в УрФО, СФО и ДВФО. Последние относительно слабо заселены и отличаются высокой долей сырьевых отраслей.

Для проведения регрессионного анализа расширенная макроэкономическая производственная функция Кобба-Дугласа приведена к линейному виду (рис. 1), в ней K_i – основные фонды экономики в i -м регионе; L – численность занятых в экономике i -го региона; H_i – человеческий капитал (средний уровень образования работников i -го региона); коэффициенты α , β , γ несут смысловую интерпретацию коэффициентов эластичности.

Статистические данные по заработной плате, доходам и расходам населения в регионах России, по распределению занятого населения по уровню образования, по величине основных фондов, взяты из статистических справочников «Регионы России. Основные социально-экономические показатели» за соответствующие годы. Из расчётов исключены статистические данные по автономным округам, так как они уже приведены по соответствующим краям.

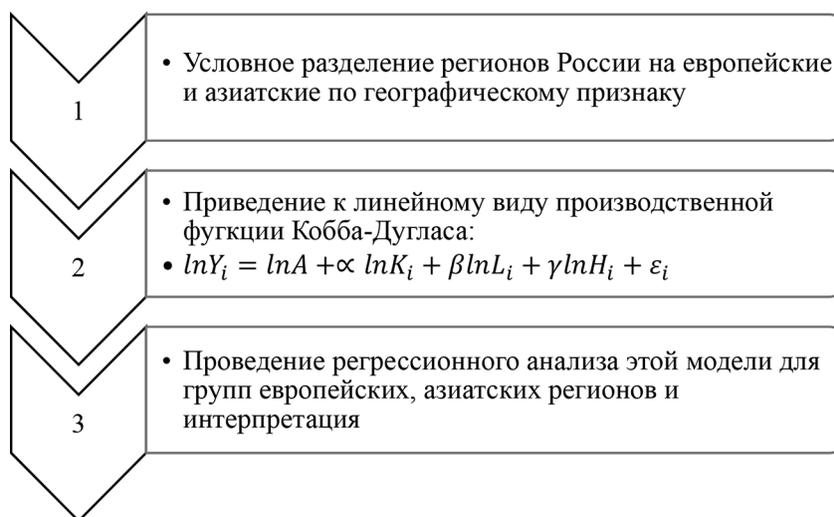


Рис. Этапы проведения исследования
Fig. Stages of the study

Результаты и дискуссия

Результаты расчётов регрессионной модели для группы азиатских регионов РФ приведены в таблицах 1 и 2. Все регрессионные уравнения в таблице 1 статистически значимы на достаточно высоком уровне: коэффициенты детерминации выше 0,96, значимость для всех уравнений 0,000, критерий Фишера также достаточно высок. Коэффициент эластичности доходов населения по основным фондам имеет тенденцию к снижению с 0,415 в 2003-м году до 0,223 в 2017-м. и 0,266 в 2020-м году. Можно предположить, что снижение его происходит вследствие низкого уровня инвестиций в обновление основного капитала на предприятиях в азиатских регионах России, и, соответственно, снижения его влияния на формирование доходов населения этих регионов.

Коэффициент эластичности доходов населения по численности занятого в экономике регионов населения заметно выше их эластичности по основным фондам и имеет тенденцию к росту: они повысились с 0,524 в 2003-м году до 0,724 в 2017-м. и 0,676 в 2020-м году, имея статистическую значимость выше 0,001. Стан-

дартная статистическая ошибка не превышает 10% от величины коэффициентов.

Данная тенденция к повышению характеризует по-видимому рост влияния численности занятых в экономиках регионов на доходы населения и, соответственно, рост дефицита работников на рынках труда в этих регионах. Статистическая значимость коэффициента эластичности доходов по человеческому капиталу несколько ниже, хотя его величина заметно выше коэффициентов эластичностей по основным фондам и по численности занятого населения: он колеблется в пределах интервала 2,6–6,6, то есть на один процент роста среднего уровня образования, занятого в экономике азиатских регионов населения, его доходы росли примерно на 2,6–6,6 процента.

Тем не менее статистическая значимость данного коэффициента для остальных лет рассматриваемого периода, хотя и относительно невысокого уровня, даёт основание говорить о более сильном влиянии человеческого капитала на доходы населения в данных регионах, чем основные фонды и даже численность занятого в экономике этих регионов населения.

Таблица 1 (Table 1)

Взаимосвязь доходов населения регионов с численностью занятых, с объёмом основных фондов регионов и человеческим капиталом (средним уровнем образования занятого населения) в азиатских регионах России в 2003-2020 гг.

Correlation between the income of the population of the regions and the number of employees, with the volume of fixed assets of the regions and human capital (the average level of education of the employed population) in the Asian regions of Russia in 2003-2020

Показатели	2003	2005	2010	2013	2015	2017	2018	2020
<i>lnA</i>	-2,360	-4,838	-0,004	2,399	1,906	-0,562	-9,890	-7,238
Ст. ошибка	(5,089)	(4,252)	(4,198)	(2,63)	(4,863)	(4,750)	(5,999)	(3,025)
t-стат.	-0,464	-1,168	-0,001	0,912	0,383	-0,018	-1,649	-2,392
Значим.	0,648	0,268	0,999	0,372	0,699	0,907	0,114	0,026
Л.ОФ рег.	0,415***	0,392***	0,269***	0,281***	0,301***	0,220***	0,418***	0,266***
Ст. ошибка	(0,104)	(0,082)	(0,054)	(0,052)	(0,061)	(0,052)	(2,379)	(0,047)
Beta	0,473	0,447	0,325	0,319	0,321	0,253	0,456	0,306
t-стат.	3,962	5,595	4,956	5,436	4,900	4,221	5,187	5,669
Значим.	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Числ. Зан.	0,524***	0,551***	0,701***	0,673***	0,653***	0,728***	0,542***	0,676***
Ст. ошибка	(0,119)	(0,082)	(0,068)	(0,057)	(0,063)	(0,057)	(2,379)	(0,052)
Beta	0,527	0,541	0,678	0,685	0,681	0,753	0,541	0,718
t-стат.	4,410	6,749	10,319	11,747	10,383	12,847	6,205	13,085
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Ур.обр.	3,718*	4,865***	4,401**	2,615**	2,752**	3,951**	6,664**	4,708***
Ст. ошибка	(2,060)	(1,580)	(1,654)	(1,055)	(1,908)	(1,886)	(2,379)	(1,194)
Beta	0,074	0,090	0,077	0,064	0,043	0,059	0,118	0,092
t-стат.	1,805	2,897	2,699	2,478	1,442	2,095	2,800	3,942
Значим.	0,085	0,009	0,014	0,032	0,164	0,048	0,011	0,000
F	214,65	355,69	406,16	504,2	390,51	446,02	192,7	668,2
Коэф. Детерм.	0,968	0,981	0,984	0,986	0,982	0,985	0,965	0,990
Значимость	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Кол. Рег.	24	24	23	24	24	24	24	24

* – статистическая значимость на 10% уровне;

** – статистическая значимость на 5% уровне;

*** – статистическая значимость на 1% уровне.

* – statistical significance at the 10% level;

** – statistical significance at the 5% level;

*** – statistical significance at the 1% level.

Данный вывод подтверждают результаты расчётов, приведённые в таблице 2, где в качестве зависимой переменной используется месячный фонд заработной платы населения этих регионов. Значимость уравнений регрессии также достаточно высока. Коэффициент эластичности фонда заработной платы по основным фондам значительно выше, чем в предыдущем случае, но также обнаруживает тенденцию к снижению со временем: он снизился с 0,63 в 2003-м году до 0,42 в 2017-м., 0,39 в 2018-м. и 0,46 в 2020-м году. Значимость этого коэффициента для всех лет рассматриваемого периода выше, чем на 1% уровне.

Коэффициент эластично-

сти фонда заработной платы по численности занятого в экономике азиатских регионов населения также обнаруживает тенденцию к росту: для 2003-го года он оказался статистически малозначимым, а с 2005-го года он вырос с 0,25 до 0,49 в 2017-м. и 0,45 в 2020-м. То есть можно предположить, как и в предыдущем случае, свободных трудовых ресурсов не осталось и на протяжении данного периода нарастал их дефицит, соответственно вырос и коэффициент эластичности. Наблюдалась также слабая тенденция к росту коэффициента эластичности фонда заработной платы по среднему уровню образования (человеческому капиталу), он вырос с 5,2 в 2003-м до 6,6 в 2017-м., 6,8 в

2018-м, и до 6,12 в 2020-м, то есть оказался заметно выше, чем в предыдущем случае, почти в полтора раза. То есть на один процент роста среднего уровня образования, занятого в экономике азиатских регионов населения фонд заработной платы рос на 5,2-6,6%.

Для получения более полной картины тенденций изменения коэффициентов эластичностей в разрезе регионов посмотрим динамику этих коэффициентов в европейских регионах России. Данные по результатам расчётов по этой группе регионов для зависимой переменной «доходы населения регионов» приведены в табл. 3.

Наблюдается, как и в предыдущих случаях, довольно

Взаимосвязь фонда заработной платы населения регионов с численностью занятых, с объёмом основных фондов регионов и человеческим капиталом (средним уровнем образования занятого населения) в азиатских регионах России в 2003-2020 гг.

The relationship of the wage fund of the population of the regions with the number of employees, with the volume of fixed assets of the regions and human capital (the average level of education of the employed population) in the Asian regions of Russia in 2003-2020

Показатели	2003	2005	2010	2013	2015	2017	2018	2020
<i>lnA</i>	-7,586	-7,421	-1,898	-2,556	-5,848	-9,533	-6,935	-10,77***
Ст. ошибка	(5,557)	(5,255)	(2,407)	(3,226)	(6,548)	(6,036)	4,377	3,701
t-стат.	-1,341	-1,412	-0,789	-0,792	-0,883	-1,577	-1,585	-2,91
Значим.	0,194	0,173	0,434	0,437	0,382	0,130	0,128	0,008
Л.ОФ рег.	0,629***	0,608***	0,391***	0,436***	0,448***	0,407***	0,397***	0,462***
Ст. ошибка	(0,116)	(0,087)	(0,040)	(0,063)	(0,083)	(0,066)	(0,059)	(0,057)
Beta	0,728	0,718	0,414	0,513	0,504	0,473	0,460	0,538
t-стат.	5,427	7,025	9,673	6,885	5,422	6,153	6,756	8,043
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Числ. Зан.	0,253	0,252**	0,691***	0,454***	0,434***	0,497***	0,515***	0,452***
Ст. ошибка	(0,132)	(0,101)	(0,051)	(0,070)	(0,085)	(0,072)	(0,064)	(0,063)
Beta	0,257	0,256	0,582	0,480	0,477	0,521	0,546	0,485
t-стат.	1,912	2,498	13,453	6,470	5,127	6,899	8,081	7,153
Значим.	0,070	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Ур.обр.	5,188**	5,338**	3,396***	4,085***	5,293*	6,799**	5,837***	6,123***
Ст. ошибка	(2,290)	(2,076)	(0,929)	(1,295)	(2,570)	(2,397)	(1,735)	(1,461)
Beta	0,105	0,102	0,064	0,104	0,088	0,103	0,110	0,121
t-стат.	2,266	2,572	3,657	3,155	2,059	2,836	3,354	4,190
Значим.	0,034	0,018	0,001	0,005	0,052	0,010	0,003	0,000
F	166,75	214,5	1148,9	309,3	190,22	265,48	325,72	434,6
Коэф. Детерм.	0,960	0,968	0,986	0,978	0,965	0,974	0,979	0,984
Значимость	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Кол. Рег.	24	24	23	24	24	24	24	24

* – статистическая значимость на 10% уровне;
 ** – статистическая значимость на 5% уровне;
 *** – статистическая значимость на 1% уровне.
 * – statistical significance at the 10% level;
 ** – statistical significance at the 5% level;
 *** – statistical significance at the 1% level.

резкое падение коэффициентов эластичностей доходов по объёмам основных фондов, используемых в экономиках регионов – с 0,563 в 2003-м г. до 0,202 в 2018-м., и 0,232 в 2020-м. при высокой статистической их значимости. По-видимому, такое снижение можно попытаться объяснить прогрессирующим старением основного капитала и соответствующим снижением их влияния на объёмы производства и доходы населения.

Одновременно росли коэффициенты эластичности доходов населения регионов по численности занятых в экономике этих регионов: с 0,510 в 2003-м до 0,883 в 2018-м. и 0,824 в 2020-м.

Но самое удивительное

произошло с коэффициентами эластичности доходов по человеческому капиталу (среднему уровню образования, занятого в экономике регионов населения). Они оставались относительно стабильными в период с 2003-го по 2010-й год на уровне 5,3-6,3 и затем резко упали до статистически малозначимого уровня.

Можно предположить, что это произошло, с одной стороны, из-за снижения качества подготовки в школах и вузах, а, с другой стороны, из-за уменьшения потребностей в специалистах в промышленности, и, как следствие, того, что многие выпускники вузов вынуждены работать не по своим полученным специальностям.

Для данных из табл. 4 с за-

висимой переменной «фонд месячной заработной платы» и прежним набором регрессоров динамика коэффициентов эластичности по основным фондам и численности занятого в экономике регионов населения аналогична предыдущим случаям. Коэффициенты эластичности по основным фондам снижаются (с 0,75 в 2003-м до 0,39 в 2018-м. и до 0,385 в 2020-м.), а коэффициенты эластичности по численности занятых растут (с 0,3 в 2003-м до 0,69 в 2019-м. и до 0,678 в 2020-м.), при высокой статистической значимости.

Коэффициенты эластичности фонда заработной платы по человеческому капиталу (среднему уровню образования, занятого в экономике регионов

Таблица 3 (Table 3)

Взаимосвязь доходов населения регионов с численностью занятых, с фондов регионов и человеческим капиталом (средним уровнем образования занятого населения) в европейских регионах России в 2003-2020 гг.

Correlation between the income of the population of the regions and the number of employees, with the funds of the regions and human capital (the average level of education of the employed population) in the European regions of Russia in 2003-2020

Показатели	2003	2005	2010	2013	2015	2017	2018	2020
<i>lnA</i>	-9,286***	-7,780*	-5,243	2,624	6,791*	8,015***	5,119*	0,218
Ст. ошибка	(3,490)	(3,746)	(3,578)	(2,621)	(3,611)	(0,956)	(2,970)	(2,493)
t-стат.	-2,661	-2,077	-1,466	1,001	1,881	8,384	1,734	0,087
Значим.	0,010	0,043	0,149	(0,000)	0,066	0,000	0,091	0,931
Л.ОФ рег.	0,563***	0,520***	0,220***	0,218***	0,194***	0,145***	0,202***	0,232***
Ст. ошибка	(0,114)	(0,106)	(0,081)	(0,077)	(0,068)	(0,058)	(0,050)	(0,050)
Beta	0,526	0,485	0,232	0,238	0,213	0,159	0,221	0,263
t-стат.	4,931	4,923	2,712	2,813	2,845	2,884	4,039	4,671
Значим.	0,000	0,000	0,009	0,007	0,006	0,000	0,000	0,000
Л. Числ. Зан.	0,510***	0,563***	0,825***	0,840***	0,884***	0,966***	0,883***	0,824***
Ст. ошибка	(0,129)	(0,122)	(0,097)	(0,096)	(0,085)	(0,064)	(0,063)	(0,064)
Beta	0,419	0,456	0,708	0,729	0,774	0,846	0,774	0,732
t-стат.	3,936	4,604	8,479	8,718	10,388	15,177	13,942	12,865
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Ур.обр.	5,696***	5,297***	6,359***	2,426**	0,854	0,412	1,458	1,613*
Ст. ошибка	(1,393)	(1,493)	(1,452)	(1,066)	(1,436)	(0,318)	(1,146)	(0,951)
Beta	0,123	0,115	0,129	0,061	0,017	0,039	0,029	0,036
t-стат.	4,089	3,547	4,375	3,894	0,595	1,298	1,272	1,696
Значим.	0,000	0,001	0,000	0,000	0,555	0,200	0,209	0,096
F	388,4	345,43	435,55	1493,7	434,79	686,95	692,6	760,3
Коэф. Детермин.	0,959	0,954	0,963	0,989	0,963	0,976	0,977	0,979
Значимость	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Кол. Рег.	53	53	53	53	53	53	53	53

* – статистическая значимость на 10% уровне;

** – статистическая значимость на 5% уровне;

*** – статистическая значимость на 1% уровне.

* – statistical significance at the 10% level;

** – statistical significance at the 5% level;

*** – statistical significance at the 1% level.

населения) довольно стабильны и колеблются в пределах 3,0–3,7 (за исключением 2003-го года, когда он был статистически малозначимым). То есть на один процент роста среднего уровня образования работников фонд заработной платы растёт в европейских регионах РФ примерно на 3–3,5%. В азиатских регионах РФ аналогичный показатель заметно выше, он имеет тенденцию к повышению со временем и колеблется от 5,2 в 2003-м и 5,3 в 2005-м до 5–6,9 процентов на 1% роста среднего уровня образования занятого в экономике регионов населения в период с 2010-го по 2018-й год. Возможно это явление связано с нарастающим дефицитом рабочей силы: коэффициент

эластичности фонда заработной платы по численности занятого населения вырос практически в два раза в азиатской части России с 0,25 в 2003-м и 2005-м годах до 0,49 в 2017-м и 0,51 в 2018-м. В европейских регионах этот показатель вырос более чем в два раза: с 0,3 в 2003-м до 0,69 в 2018-м. То есть, сила влияния численности занятого населения на фонды заработной платы в азиатских регионах очень значительно выросло, в то время как влияние основных фондов на тот же показатель заметно ослабло: с 0,62 в 2003-м до 0,39 в 2018-м, причём снижение было не только существенным, но и стабильным во времени. Аналогичные процессы происходили в европейской части

России: стабильно снижался коэффициент эластичности фондов заработной платы по величине основных фондов в регионах: с 0,75 в 2003-м до 0,39 в 2018-м. Можно предположить, что в рассматриваемый период происходило прогрессирующее старение и выбытие основного капитала в регионах РФ и замещение его живым трудом.

Попытаемся проверить данное предположение на основе анализа показателей регрессии, полученных с использованием в качестве результирующего показателя «месячные доходы населения регионов». Для европейских регионов оно подтверждается: коэффициент эластичности доходов населения по численности занятого

Взаимосвязь фонда заработной платы населения регионов с численностью занятых, с объёмом основных фондов регионов и человеческим капиталом (средним уровнем образования занятого населения) в европейских регионах России в 2003-2020 гг.

The relationship of the wage fund of the population of the regions with the number of employees, with the volume of fixed assets of the regions and human capital (the average level of education of the employed population) in the European regions of Russia in 2003-2020

Показатели	2003	2005	2010	2013	2015	2017	2018	2020
<i>lnA</i>	-2,270	-3,343	-3,239	1,298	-1,645	-1,067	-0,886	-5,00**
Ст. ошибка	(2,646)	(2,506)	(2,328)	(1,330)	(2,191)	(2,395)	(2,317)	(2,194)
t-стат.	-0,858	-1,334	-1,392	0,975	-,751	-0,445	-0,382	-2,280
Значим.	0,395	0,188	0,170	0,334	0,456	0,658	0,704	0,027
Л.ОФ рег.	0,755***	0,645***	0,485***	0,428***	0,398***	0,350***	0,368***	0,385***
Ст. ошибка	(0,087)	(0,071)	(0,053)	(0,039)	(0,041)	(0,041)	(0,041)	(0,044)
Beta	0,725	0,627	0,501	0,460	0,426	0,371	0,390	0,417
t-стат.	8,723	9,126	9,197	10,873	9,607	8,430	8,981	8,821
Значим.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Числ. Зан.	0,299***	0,409***	0,569***	0,620***	0,655***	0,735***	0,712***	0,678***
Ст. ошибка	(0,098)0,	(0,082)	(0,063)	(0,049)	(0,052)	(0,052)	(0,052)	(0,056)
Beta	0,253	0,346	0,478	0,531	0,559	0,619	0,600	0,574
t-стат.	3,049	5,000	8,981	12,694	12,685	14,231	13,699	12,017
Значим.	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Л. Ур.обр.	2,261**	3,063***	3,594***	2,107***	3,307***	3,120***	3,028***	3,658***
Ст. ошибка	(1,056)	(0,999)	(0,948)	(0,541)	(0,871)	(0,940)	(0,903)	(0,837)
Beta	0,050	0,070	0,072	0,061	0,066	0,051	0,061	0,078
t-стат.	2,141	3,066	3,801	3,894	3,796	3,319	3,353	4,368
Значим.	0,037	0,003	0,000	0,000	0,000	0,002	0,002	0,000
F	648,7	727,25	1094,0	1493,7	1272,6	1118,0	1122,3	1085,3
Коэф. Детермин.	0,975	0,978	0,985	0,989	0,987	0,985	0,985	0,985
Значимость	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Кол. Рег.	53	53	53	53	53	53	53	53

* – статистическая значимость на 10% уровне;
 ** – статистическая значимость на 5% уровне;
 *** – статистическая значимость на 1% уровне.
 * – statistical significance at the 10% level;
 ** – statistical significance at the 5% level;
 *** – statistical significance at the 1% level.

населения вырос с 0,51 в 2003-м году до 0,95 в 2017-м и 0,88 в 2018-м., при значительном снижении коэффициента эластичности по основным фондам с 0,56 в 2003-м до 0,29 в 2018-м. (с «провалом» в 2017-м до уровня 0,15!). В азиатских же регионах России иная: коэффициенты эластичности доходов населения как по численности занятого населения, так и по основным фондам относительно стабильны, при известной их вариабельности: коэффициенты эластичности по численности занятого населения практически не изменились – с 0,52 в 2003-м выросли до 0,54 в 2018-м. (хотя и выросли до уровня 0,69 в 2010-м и до 0,72, в 2017-м.),

коэффициент эластичности по основным фондам вырос с 0,41 в 2003-м до 0,42 в 2018-м. (при этом падал до 0,27 в 2010-м. и 0,22 в 2017-м.).

Но самое интересное происходило с коэффициентами эластичности доходов населения по человеческому капиталу (среднему уровню образования). В европейских регионах они в начале рассматриваемого периода были выше, чем в азиатских, что согласуется с экономической теорией и результатами эмпирических исследований зарубежных экономистов: в странах с более плотным населением и хорошо урбанизированных активнее идёт распространение знаний и технологий и, соответствен-

но, выше отдача человеческого капитала. В европейских регионах России коэффициенты эластичности доходов населения по человеческому капиталу были на уровне 5,6-6,3 в 2003-м по 2010-й год, в то время как в азиатской части России только на уровне 3,72 в 2003-м, 4,86 в 2005-м и 4,15 в 2010-м. Но в период с 2010-го по 2018-й год они снизились в европейской части России до статистически малозначимого уровня (до 1,5 и ниже), в то время как в азиатской части выросли до 6,66 в 2018-м году (хотя и несколько снижались до уровня 2,56 -3,73 в предыдущие два года).

Что это может значить не вполне ясно, хотя возможно

такое падение влияния человеческого капитала на доходы населения может быть очень неприятным признаком падения качества образования в России и не востребованности специалистов в экономике: всё чаще появляются публикации, авторы которых пишут о «избыточном» образовании в России, о том, что всё реже выпускники вузов и колледжей работают по полученной специальности. Да и стабильно высокая «утечка мозгов» в другие страны также негативно сказывается на экономике России. Поэтому можно предположить, что для обеспечения долговременного экономического роста в регионах России необходимо существенно увеличить инвестиции

в человеческий капитал, то есть государственные расходы на образование всех уровней. При этом нужно повысить требования к качеству образования, а с этой целью значительно повысить заработную плату преподавателей школ и вузов. Кроме того, нужно стимулировать спрос на специалистов в промышленности и других передовых отраслях экономики. С этой целью необходимо дать существенные льготы по налогам для стимулирования инвестиций в наукоемкие и высокотехнологические производства. Например, снизить налог на имущество инновационных предприятий, а также снизить как минимум в два-три раза налог на добав-

ленную стоимость для наукоемких производств, таких как авиационная, компьютерная и электронная промышленность, производство средств связи, приборостроение и другим аналогичным производствам.

Заключение

Таким образом, проведенное исследование показало различия в отдаче физического человеческого капиталов в зависимости от региона выбранного периода. Авторами предпринята попытка дать интерпретацию происходящим процессам, полученным оценкам влияния человеческого капитала на доходы населения.

Литература

1. Аганбегян А.Г. Инвестиции в основной капитал и вложения в человеческий капитал – два взаимосвязанных источника социально-экономического роста // Проблемы прогнозирования. 2017. № 4 (163). С. 17–30.

2. Алетдинова А.А., Корицкий А.В. Сравнительный анализ отдачи человеческого капитала в европейских и азиатских регионах России // Регион: экономика и социология. 2019. № 3(103). С. 143–163.

3. Белокодная Л., Гимпельсон В. Е., Горбачева Т., Жихарева О., Капелюшников Р., Лукьянова А. Формирование заработной платы: взгляд сквозь призму профессий // Вопросы экономики. 2007. № 10. С. 52–74.

4. Биляк Т.А., Вишневская Н.Т., Гимпельсон В.Е., Денисова И.А., Капелюшников Р.И., Карабчук Т.С., Цухло С.В. Российский работник: образование, профессия, квалификация. М.: Изд. дом ВШЭ, 2011. 574 с.

5. Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация. М.: Изд. Дом ГУ ВШЭ, 2007.

6. Barro R.J., Sala-i-Martin X. Technological Diffusion, Convergence, and Growth, NBER Working Papers 5151, National Bureau of Economic Research, Inc., 1995.

7. Becker G.S. Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. Chicago: University of Chicago Press, 1964.

8. Benhabib J., Spiegel M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data // Journal of Monetary Economics. 1994. № 34(2).

9. Benhabib J., Spiegel M. Human Capital and Technology Diffusion, [in:] Handbook of Economic Growth. 2005. Т. 1. Часть А.

10. Cohen D., Soto M. Growth and Human Capital: Good Data, Good Results. CEPR Discussion Papers 3025. C.E.P.R. Discussion Papers, 2001. С. 3–5.

11. Faggian A., Modrego F., McCann P. Human capital and regional development // Handbook of regional growth and development theories. 2019. С. 149–171. DOI: 10.4337/9781788970020.00015.

12. Fuente A. de la, Ciccone A. Human capital in a global and knowledge-based economy. Final report, Employment and Social affairs, European Commission, 2002.

13. Galor O., Moav O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. Review of Economic Studies. Oxford University Press, 2004. № 71 (4).

14. Galor O., Tsiddon D. Technological Progress, Mobility, and Economic Growth // American Economic Review. 1997. № 87(3). С. 363–82.

15. Hashimoto M. Training and employment relations in Japanese firms. Market failure in training? Springer, Berlin, Heidelberg, 1991. С. 153–183.

16. Krueger A., Lindahl M. Education and Growth: Why and for Whom? // Journal of Economic Literature. 2001. № 39.

17. Lucas R.E. On the mechanics of Economic Development // Journal of Monetary Economics. 1988. № 22. С. 7–10.

18. Martin P., Ottaviano G. Growth and Agglomeratin // International Economic Review. 1991. Т. 42. С. 947–968.

19. Northcott J., Walling A. The Impact of Microeconomics, Diffusion Benefits and Problems

in British Industry. London: Policy Studies Institute, 1988.

20. Northcott J., Vickrey G. Surveys of the Diffusion of Microeconomics and Advanced Manufacturing Technology. Paper presented at MIT/NSF/OECD Workshop on The Productivity Impact of Information Technology Investments, 1993.

21. Romer P.M. Increasing returns and long run growth // Journal of Political Economy. 1986. № 4(5).

References

1. Aganbegyan A.G. Investments in fixed capital and investments in human capital - two interrelated sources of socio-economic growth. Problemy prognozirovaniya = Problems of Forecasting. 2017; 4(163): 17-30. (In Russ.)

2. Aletdinova A.A., Koritskiy A.V. Comparative analysis of the return of human capital in the European and Asian regions of Russia. Region: ekonomika i sotsiologiya = Region: Economics and Sociology. 2019; 3(103): 143-163. (In Russ.)

3. Belokonnaya L., Gimpel'son V. Ye., Gorbacheva T., Zhikhareva O., Kapelyushnikov R., Luk'yanova A. Formation of wages: a view through the prism of professions. Voprosy ekonomiki = Questions of Economics. 2007; 10: 52-74. (In Russ.)

4. Bilyak T. A., Vishnevskaya N. T., Gimpel'son V. Ye., Denisova I. A., Kapelyushnikov R. I., Karabchuk T. S., Tsukhlo S. V. Rossiyskiy rabotnik: obrazovaniye, professiya, kvalifikatsiya = Russian worker: education, profession, qualification. Moscow: Ed. house HSE; 2011. 574 p. (In Russ.)

5. Gimpel'son V.Ye., Kapelyushnikov R.I. Zarabotnaya plata v Rossii: evolyutsiya i differentsiatsiya = Wages in Russia: evolution and differentiation. Moscow: Ed. HSE House; 2007. (In Russ.)

6. Barro R.J., Sala-i-Martin X. Technological Diffusion, Convergence, and Growth, NBER Working Papers 5151, National Bureau of Economic Research, Inc., 1995.

7. Becker G.S. Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. Chicago: University of Chicago Press; 1964.

8. Benhabib J., Spiegel M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. Journal of Monetary Economics. 1994; 34(2).

9. Benhabib J., Spiegel M. Human Capital and Technology Diffusion, [in:] Handbook of Economic Growth. 2005; 1; Part A.

10. Cohen D., Soto M. Growth and Human Capital: Good Data, Good Results. CEPR Discussion Papers 3025. C.E.P.R. Discussion Papers; 2001: 3-5.

11. Faggian A., Modrego F., McCann P. Human capital and regional development. Handbook

22. Schultz T.W. Investment in Human Capital // The American Economic Review. 1961. № 51/1. C. 1-17.

23. Lundberg S. Noncognitive skills as human capital. Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future US GDP Growth. Chicago: University of Chicago Press, 2017. C. 219-243.

24. Mellander C., Florida R. The rise of skills: Human capital, the creative class, and regional development. Handbook of regional science. 2021. C. 707-719.

of regional growth and development theories. 2019: 149-171. DOI: 10.4337/9781788970020.00015.

12. Fuente A. de la, Ciccone A. Human capital in a global and knowledge-based economy. Final report, Employment and Social affairs, European Commission; 2002.

13. Galor O., Moav O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. Review of Economic Studies. Oxford University Press; 2004: 71(4).

14. Galor O., Tsiddon D. Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. American Economic Review. 1997; 87(3): 363-82.

15. Hashimoto M. Training and employment relations in Japanese firms. Market failure in training? Springer, Berlin, Heidelberg; 1991: 153-183.

16. Krueger A., Lindahl M. Education and Growth: Why and for Whom? Journal of Economic Literature. 2001: 39.

17. Lucas R.E. On the mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics. 1988; 22: 7-10.

18. Martin P., Ottaviano G. Growth and Agglomeratin. International Economic Review. 1991; 42: 947-968.

19. Northcott J., Walling A. The Impact of Microeconomics, Diffusion Benefits and Problems in British Industry. London: Policy Studies Institute; 1988.

20. Northcott J., Vickrey G. Surveys of the Diffusion of Microeconomics and Advanced Manufacturing Technology. Paper presented at MIT/NSF/OECD Workshop on The Productivity Impact of Information Technology Investments; 1993.

21. Romer P.M. Increasing returns and long run growth // Journal of Political Economy. 1986: 4(5).

22. Schultz T.W. Investment in Human Capital // The American Economic Review. 1961; 51/1: 1-17.

23. Lundberg S. Noncognitive skills as human capital. Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future US GDP Growth. Chicago: University of Chicago Press; 2017: 219-243.

24. Mellander C., Florida R. The rise of skills: Human capital, the creative class, and regional development. Handbook of regional science. 2021: 707-719.

Сведения об авторах

Анна Александровна Алетдинова

*К.т.н., доцент, доцент кафедры
Российского государственного университета
нефти и газа (НИУ) им. И.М. Губкина,
Москва, Россия
Эл. почта: aletdinova@ngs.ru*

Алексей Владимирович Корицкий

*Д.э.н., доцент, профессор, кафедра
экономической теории и прикладной экономики
Сибирский университет потребительской
кооперации,
Новосибирск, Россия
Эл. почта: koritskiy-a@mail.ru*

Анна Николаевна Шадринцева

*К.э.н., доцент кафедры управления и
предпринимательства
Сибирский университет потребительской
кооперации
Эл. почта: shadan738@gmail.com*

Information about the authors

Anna A. Aletdinova

*Cand. Sci. (Engineering), Associate Professor,
Associate Professor
Gubkin Russian State University of Oil and Gas
(NRU), Moscow, Russia
E-mail: aletdinova@ngs.ru*

Aleksey V. Koritskiy

*Dr. Sci. (Economics), Associate Professor, Professor
of the Department Economic Theory and Applied
Economics
Siberian University of Consumer Cooperation,
Novosibirsk, Russia
E-mail: koritskiy-a@mail.ru*

Anna N. Shadrintseva

*Cand. Sci. (Economics), Associate Professor of the
Department of Management and Entrepreneurship
Siberian University of Consumer Cooperation,
Novosibirsk, Russia
E-mail: shadan738@gmail.com*

Представление финансовых активов в статистике внешнеэкономических связей

Цель исследования. Для характеристики уровня и динамики экономического развития страны, ее суверенитета и, соответственно, принятия эффективных управленческих решений необходимы количественные сведения о экономических активах, в частности, финансовых, их представлении в национальных счетах, денежно-кредитной статистике и показателях внешнего сектора.

Целью работы является систематизация теоретических и практических разработок по определению и представлению данных о финансовых активах в современной статистике внешнеэкономических связей России, определение направлений совершенствования методов оценки и анализа финансовых активов, системы показателей, характеризующих их наличие, структуру и динамику.

Материалы и методы. В работе авторы рассмотрели определения, специфику, классификации и категории финансовых активов и обязательств, применили структурный и динамический анализ данных, а также методы теоретического исследования в форме обобщения, сравнения и специальных аналитических процедур на основе официальных статистических данных Росстата, Банка России, Минфина и международных статистических организаций.

Результаты. В работе определены основные направления статистического изучения финансовых активов, основанные на действующих международных стандартах с учетом национальной практики. Рассмотрены актуальные вопросы теории и практики наблюдения и представления данных о финансовых активах во внешнеэкономической статистике, приложения определений и классификаций международных стандартов к российской официальной статистической деятельности. Сформулированы особенности представления данных о финансовых активах в макростатистике, в системе показателей статистики внешнеэкономических связей. Авторы провели исследование структуры и динамики показателей внешнеэкономической статистики России, характеризующих состояние и движение представляющих их финансовых активов и обязательств.

Заключение. Статистический анализ внешнеэкономических операций с финансовыми активами позволяет выявить не только основные тенденции развития данных процессов, но дает возможность проанализировать отношения между подсекторами сектора Финансовых корпораций, между этим сектором и другими секторами, а также всестороннее изменение объема и состава запасов и потоков финансовых активов в результате обмена между резидентами и нерезидентами.

Авторы всесторонне рассмотрели методологическую основу

построения финансового счета Платежного баланса, Международной инвестиционной позиции, в т.ч. в разрезе финансовых инструментов. Данные построения с помощью своей системы статистических показателей отражают международные экономические связи и представляют собой важный инструмент исследования финансовых активов. Группировки статей финансового счета Платежного баланса основаны не только на категориях финансовых инструментов, но и функциональных категориях инвестиций и классификациях институциональных секторов, что служит целям всестороннего отражения финансовых активов во внешнеэкономических отношениях. Таким образом, очевидно, что главной задачей такого представления является отражение финансовых активов с точки зрения вида инструментов, а также анализ роли того или иного сектора в осуществлении соответствующих операций.

В Международной инвестиционной позиции финансовые активы также отражены полно в той их части, которая участвует в экономических операциях между резидентами и нерезидентами: В подлежащем приводятся группы финансовых активов и обязательств в классификации, аналогичной используемой в Платежном балансе: по функциональному назначению, по финансовым инструментам, по институциональным секторам, по срокам погашения. Вместе с Финансовым счетом показатели счета прочих изменений в финансовых активах и обязательствах объясняют общую величину изменений: увеличение или снижение стоимости финансовых активов/обязательств, их возникновение или выбытие, происходящие в результате операций, переоценки и прочих изменений в объеме.

Вопросы теории и практики представления показателей финансовых активов в рассмотренных разделах макростатистики и их анализа являются актуальным и перспективным направлением совершенствования национального статистического учета, в т.ч. вследствие распространения дистанционной работы, сбора информации через интернет, появления большого числа новых финансовых инструментов и операций.

Авторы статьи неоднократно обращались в своих исследованиях к проблемам макроэкономической финансовой статистики, что дало им возможность в работе всесторонне рассмотреть актуальные вопросы представления финансовых активов в статистике внешнеэкономических связей.

Ключевые слова: экономические активы; финансовые инструменты; финансовые активы; резервные активы; финансовые обязательства; макроэкономическая статистика; платежный баланс; международная инвестиционная позиция.

Viktor N. Salin, Oksana Y. Sitnikova, Olga G. Tretyakova

Financial University under the government of the Russian Federation, Moscow, Russia

Presentation of Financial Assets in the Statistics of Foreign Economic Relations

The purpose of the study. To characterize the level and dynamics of the country's economic development, its sovereignty and, accordingly, the adoption of effective management decisions, quantitative information is needed on economic assets, in particular financial ones, their presentation in national accounts, monetary statistics and indexes of the external sector.

The aim of the paper is to systematize theoretical and practical developments on the definition and presentation of data on financial assets in modern statistics of Russia's foreign economic relations, to identify areas for improving methods for assessing and analysis of

financial assets, a system of indexes characterizing their presence, structure and dynamics.

Materials and methods. In the paper, the authors considered the definitions, specifics, classifications and categories of financial assets and liabilities, applied structural and dynamic data analysis, as well as methods of theoretical research in the form of generalization, comparison and special analytical procedures based on official statistics from Rosstat, the Bank of Russia, the Ministry of Finance and international statistical organizations.

Results. The paper identifies the main directions for the statistical

study of financial assets, based on current international standards, taking into account national practice. Topical issues of theory and practice of observations and presentation of data on financial assets in foreign economic statistics, application of definitions and classifications of international standards to Russian official statistical activities are considered. The features of the data presentation on financial assets in macrostatistics, in the system of indexes of statistics of foreign economic relations, are formulated. The authors conducted a study of the structure and dynamics of indexes of Russia's foreign economic statistics that characterize the state and movement of financial assets and liabilities representing them.

Conclusion. Statistical analysis of foreign economic transactions with financial assets allow us to identify not only the main trends in the development of these processes, but also makes it possible to analyze the relationship between the subsectors of the Financial corporations' sector, between this sector and other sectors, as well as a comprehensive change in the volume and composition of stocks and flows of financial assets as a result of the exchange between residents and non-residents.

The authors comprehensively reviewed the methodological framework for constructing the financial account of the Balance of payments, International investment position, including in the context of financial instruments. The Balance of payments and International investment position, through their system of statistical indexes, reflect international economic relations and represent an important tool for the study of financial assets. The groupings of items of the financial account of the Balance of payments are based not only on the categories of financial instruments, but also on the functional categories of investments and classifications of institutional sectors, which serve the purposes of a comprehensive reflection of financial assets in foreign economic

relations. Thus, it is obvious that the main task of such a presentation is to reflect financial assets in terms of the type of instruments, as well as to analyze the role of a particular sector in the implementation of relevant transactions.

In the International investment position, financial assets are also fully reflected in that part of them that is involved in economic transactions between residents and non-residents. Groups of financial assets and liabilities are given in a classification similar to that used in the Balance of payments: by functional purpose, by financial instruments, by institutional sectors, by maturity. Together with the financial account, account figures for other changes in financial assets and liabilities explain the total amount of changes: increases or decreases in the value of financial assets / liabilities, their occurrence or disposal, resulting from transactions, revaluation and other changes in volume.

The issues of theory and practice of presenting indexes of financial assets in the considered sections of macrostatistics and their analysis are a relevant and promising direction for improving national statistical accounting, incl. due to the spread of remote work, the collection of information via the Internet, the emergence of a large number of new financial instruments and operations.

The authors of the article have repeatedly referred to the problems of macroeconomic financial statistics in their studies, which gave them the opportunity to comprehensively consider the topical issues of representing financial assets in the statistics of foreign economic relations.

Keywords: economic assets; financial instruments; financial assets; reserve assets; financial liabilities; macroeconomic statistics; Balance of payments; International investment position.

Введение

Экономические активы, в т.ч. финансовые, являются одним из важнейших объектов статистического изучения, входят в значимые макроэкономические построения статистики, поскольку характеризуют экономический потенциал страны, его особенности, структуру, динамику.

Макроэкономическая статистика призвана количественно охарактеризовать массовые макроэкономические процессы, происходящие в стране; основным инструментом здесь выступает Система национальных счетов (СНС). Платежный баланс также решает специфические задачи, способствующие выполнению указанной миссии макроэкономической статистики, представляя собой статистический отчет, где обобщенно отражаются все внешнеэкономические операции российских резидентов с нерезидентами за определенный период времени, в т.ч. посредством отражения изменения в активах. Развитие национальных статистик и международной статистической

системы позволили реализовать потребности государств в обобщенной количественной картине места страны в мировой торговле, валютной системе, межстрановом обмене капиталами, доходами, подарками посредством внедрения в статистическую практику Платежного баланса.

Определение и представление финансовых активов в рамках организации статистического наблюдения за внешнеэкономическими связями составляют важную часть статистической работы, поскольку здесь формируются не только показатели статистики внешнего сектора, но и данные о национальном богатстве — важнейшей характеристике уровня развития и национальной экономической безопасности. Также эти показатели выступают основой разработки национальных счетов, показателей денежно-кредитной статистики.

Совершенствование статистического наблюдения за экономическими, в т.ч. финансовыми, активами и методов их анализа является актуальным направлением экономико-ста-

тистических исследований в современных условиях глобализации, цифровой экономики, изменения структуры Валового внутреннего продукта (ВВП), усложнения взаимосвязи между экономическими явлениями.

Определим особенности представления финансовых активов в рамках внешнеэкономической статистики, обусловленные спецификой назначения разработок статистики внешних связей, а также современными требованиями к статистике вообще в цифровой экономике.

Специфика представления финансовых активов в статистике внешнеэкономических связей

Финансовые активы и обязательства, обмен которыми осуществляется с нерезидентами через международные экономические отношения, представляются в построениях Статистики внешнеэкономических связей — Платежном балансе (ПБ) и Международной инвестиционной позиции (МИП), с

помощью своей системы показателей отражающих международные экономические связи, и представляющие собой важный инструмент исследования финансовых активов.

Поскольку одним из определяющих моментов отражения операции в платежном балансе является требование, чтобы эта операция была произведена между резидентами и нерезидентами, важным моментов понимания ПБ является трактовка **концепции резидентства**.

Понятие *резидентства* применяется к *институциональной единице (ИЕ)*. ИЕ в теории статистики платежного баланса имеет такое же определение, как и в других разделах макроэкономической статистики¹, т.к. система национальных счетов (СНС) как основа макроэкономической статистики методологически, в основном, гармонизирована с платежным балансом. Определение резидентства Банка России при составлении Денежно-кредитной статистики² аналогично определению согласно СНС³: «Резидентами страны являются все институциональные единицы, центр экономических интересов которых расположен на экономической территории страны. Все остальные институциональные единицы являются нерезидентами.»

На основе определения Банка России для составления статистики Платежного

баланса (ПБ) и МИП⁴ и рекомендаций МВФ определим формулировку резидентской принадлежности для составления счетов внешнеэкономической деятельности согласно международным стандартам:

Институциональная единица является *резидентом* экономической территории той страны, которая является центром ее преобладающего экономического интереса (жилище, место расположения, производства, иное помещение, на базе которых единица осуществляет или собирается осуществлять экономическую деятельность). Каждая единица является резидентом одной и только одной экономической территории, являющейся центром преобладающего экономического интереса, с которой она наиболее прочно связана.

Данные критерии являются наиболее важными чертами определения резидентства, составляют суть т.н. концепции центра преобладающего экономического интереса, и, в первую очередь, следует обращать внимание на них. Следует также учитывать, что правила определения резидентской принадлежности при внешнеэкономических операциях регламентируются в Российской Федерации нормативным документом – Федеральным законом от 10.12.2003 № 173-ФЗ (ред. от 02.08.2019, с изменениями от 28.06.2021) «О валютном регулировании и валютном контроле» [3].

Определение сущности и функций финансовых активов и обязательств в статистике внешнеэкономических отношений тождественны сформулированным понятиям для национального счетоводства [21,22]:

⁴ Методологический комментарий к платежному балансу Российской Федерации [8] http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/meth_com_bop/

Активы, согласно определению Руководства СНС-2008, «представляют собой накопленный запас стоимости, способной приносить, уже приносящей экономическую выгоду экономическому собственнику актива вследствие владения им или использования в течение некоторого времени»⁵, и подразделяются на финансовые и нефинансовые. **Финансовые активы (АФ)** определяют как разновидность экономических активов — объектов, в отношении которых присутствуют права собственности и от владения/использования которых их владельцы могут получать экономическую выгоду, и которые представляют собой, обычно, «финансовые требования, вытекающие из договорных отношений, при которых одна сторона предоставляет другой средства или другие ресурсы, а держатели активов приобретают безусловные требования на экономические ресурсы других институциональных единиц»⁶.

Специалисты в области финансового (бухгалтерского) учета определяют финансовые активы, «как объекты инвестирования, представленные в качестве финансовых вложений в ценные бумаги, средства в расчетах и денежные средства. В международной практике бухгалтерского учета под инвестициями понимается любой инструмент, в который можно поместить деньги, рассчитывая

⁵ Система национальных счетов – 2008 – Нью-Йорк, 2012 год: Европейская комиссия, Международный валютный фонд, Организация Объединенных Наций, Организация экономического сотрудничества и развития, Всемирный банк [10]

⁶ Руководство по денежно-кредитной и финансовой статистике – Вашингтон, округ Колумбия, США: Международный Валютный Фонд, ©2000 год. Monetary and financial statistics manual and compilation guide. Description: Washington, DC : International Monetary Fund, 2016, ©2017.[12]

¹ Согласно Классификации Росстата институциональных секторов экономики (КИСЭ)[2]

² Методологический комментарий к Обзору центрального банка, Обзору кредитных организаций, Обзору банковской системы, Обзору других финансовых организаций, Обзору финансового сектора http://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/Methodological_commentary_1/ [7]

³ Методологические пояснения к Национальным счетам [11] https://gks.ru/free_doc/new_site/vvp/metod.htm

сохранить или умножить их стоимость и обеспечить экономическую выгоду»⁷. Соответствие понятий predetermined соотнесением макроэкономической статистики с ее первичными данными.

Финансовое обязательство определяют как обязанность (возникшую в соответствии с заключенным договором) предоставления другой стороне договора средства или иные ресурсы⁸.

Большинство финансовых активов является одновременно обязательством для другой стороны: имеет место т.н. симметрия финансовых активов (требований) и обязательств, поэтому для отражения как требований, так и обязательств разработана и применяется единая классификация.

Классификацию финансовых активов производят с точки зрения ликвидности актива и характера взаимоотношений между кредитором и заемщиком и представляют их в детализации видов в Счетах накопления, Балансе активов и пассивов СНС, денежно-кредитной статистике, а также статистике внешнеэкономических связей.

Международной статистикой разработаны сходные между собой **Классификация операций с финансовыми активами и обязательствами** (коды операций F) и **Классификация уровней (позиций) запасов** (коды AF) **финансовых активов и обязательств**⁹.

Классификация операций с финансовыми активами и обязательствами

Операции с финансовыми активами и обязательствами (коды F)

Чистое приобретение финансовых активов/Чистое принятие обязательств (F)

Монетарное золото и СПЗ (специальные права заимствования) (F1)

Монетарное золото (F11)

СПЗ (F12)

Наличная валюта и депозиты (F2)

Наличная валюта (F21)

Переводимые депозиты (F22)

Межбанковские позиции (F221)

Другие переводимые депозиты (F229)

Другие депозиты (F29)

Долговые ценные бумаги (F3)

Краткосрочные (F31)

Долгосрочные (F32)

Ссуды (F4)

Краткосрочные (F41)

Долгосрочные (F42)

Акционерный капитал и акции инвестиционных фондов (F5)

Акционерный капитал (F51)

Акции, включенные в листинг (F511)

Акции, не включенные в листинг (F512)

Другие виды участия в капитале (F519)

Акции/паи инвестиционных фондов (F52)

Акции/паи фондов денежного рынка (F521)

Акции/паи инвестиционных фондов неденежного рынка (F522)

Программы страхования, пенсионного обеспечения и стандартизованных гарантий (F6)

Страховые технические резервы, кроме резервов по страхованию жизни (F61)

Права на получение выплат по страхованию жизни и аннуитетам (F62)

Права на пенсионные пособия (F63)

Требования пенсионных фондов к управляющим пенсионными программами (F64)

Права на непенсионные пособия (F65)

Резервы для урегулирования требований по стандартизованным гарантиям (F66)

Производные финансовые инструменты и опционы на приобретение акций работниками (F7)

Производные финансовые инструменты (F71)

Опционы (F711)

Форварды (F712)

Опционы на приобретение акций работниками (F72)

Прочая дебиторская/кредиторская задолженность (F8)

Коммерческие кредиты и авансы (F81)

Прочая дебиторская/кредиторская задолженность (исключая коммерческие кредиты и авансы) (F89)

В детализированном виде Классификация из Методологического руководства для составления Национальных счетов отдельных стран в некоторых позициях может отличаться, и это следует учитывать, анализируя подготовленные данные, поскольку по-разному сформированные группы не обеспечивают сравнимость, сопоставимость данных.

В России при формировании данных на уровне организаций, т.е. на уровне первичных данных для макростатистики, «в отдельных ситуациях для некоторых видов финансовых активов и финансовых обязательств их первоначальная и последующая оценка, определенная по правилам ФСБУ «Финансовые инструменты», совпадает с такой оценкой, сформированной по правилам МСФО ОС 29. Имеют место ситуации, в которых первоначальная и последующая оценка некоторых видов финансовых активов и финансовых обязательств, определенная по правилам российского стандарта, существенно отличается

⁷ Современные проблемы учета финансовых активов и финансовых обязательств.

Абилдаев С.Т., Игликова А. Н., Икрамова Л. С., Елтай С.Б.Ы.

Актуальные научные исследования в современном мире. 2020. № 1–2 (57). С. 63–69

⁸ Обязательства, относительно которых достигнута ясность, что выплата будет произведена, но нет ясности, как она будет исчислена, называют «резервами»

⁹ SNA2008, с.638 [10]

от такой оценки, рассчитанной по правилам МСФО.»¹⁰

В российской статистике внешнеэкономических связей в качестве концептуальной и методической основы принято Руководство МВФ по Платежному балансу и МИП- ВРМ6¹¹.

Международные стандарты статистики внешнего сектора применяют классификацию финансовых инструментов в концепции СНС-2008, определенную выше, с учетом специфики учета внешнеэкономических сделок.

Руководства по Платежному балансу (ВРМ6) и Методологические положения СНС-2008 гармонизированы, согласованы с друг другом, в т.ч., в целом, в отношении финансовых активов и обязательств, их классификации. Но существует принципиальное отличие: в СНС первичным уровнем классификации выступают сектора и финансовые инструменты, а в Финансовом счете ПБ и МИП – функциональные категории. Однако, благодаря использованию одной терминологии, обязательному выделению вида институционального сектора и финансового инструмента достигается пересчет данных в единицы СНС для последующего сравнения.

В Руководстве¹² приводится Таблица соответствий между СНС-8 и статьями внешнеэкономической деятельности (Финансовый счет и МИП): приводятся коды и наименования Классификации финан-

совых инструментов СНС 2008 и соответствующие коды и наименования Классификации финансовых инструментов в РПБ6.

Например, Монетарное золото F11 – Монетарное золото (РА)

Наличная валюта и депозиты F2 – Наличная валюта и депозиты (ПИ, При, РА).

Производные финансовые инструменты F71 – Производные финансовые инструменты (ПФИ, РА);

где РА – резервные активы, ПИ – прямые инвестиции, При – прочие инвестиции, ПФИ – производные финансовые инструменты.

Также в Перечне стандартных компонентов к кодам СНС 2008 прибавлены коды функциональных категорий внешних счетов¹³:

D – прямые инвестиции
P – портфельные инвестиции

F – производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для сотрудников

O – прочие инвестиции
R – резервные активы.

Например, позиция 3.3. производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для сотрудников F7F
позиция 3.4.2. Наличная валюта и депозиты F2O

позиция 3.5. Резервные активы (FP)

3.5.1. Монетарное золото (F11)

Использование единых стандартных статей Классификации финансовых активов и обязательств делают возможными международные статистические сопоставления. Но, в то же время, формирование национальных статистик учитывает и удовлетворение аналитических потребностей стран, а также национальную статистическую практику.

На уровне получения пер-

вичных данных исследователи отмечают, что «изменения в правилах учета финансовых инструментов в системе Международных стандартов финансовой отчетности направлены на повышение качества учетной информации, но в то же время они усложняют учетные процедуры и тем самым приводят к росту затрат на формирование отчетности. Вместе с тем упрощенный порядок учета финансовых активов, предусмотренный ПБУ 19/02 «Учет финансовых вложений», и отсутствие требований в системе российских нормативных актов по учету производных финансовых активов и финансовых обязательств приводят к некоторым искажениям учетной информации, а также к несопоставимости отчетных данных, представленных в формате РСБУ и МСФО.»¹⁴

В настоящее время цифровой экономики, развития финансовых отношений, введения новых финансовых инструментов, в т.ч. в рамках одной страны, отнесение финансовых активов к той или иной статье Классификации финансовых операций стало более сложной процедурой. Таким образом становится затруднительно четко формулировать Рекомендации международной статистики по отражению ряда операций, необходим гибкий подход при приведении предлагаемой классификации в соответствие с национальными возможностями, ресурсами и потребностями, особенно в части ее дальнейшей детализации. В частности, для многих стран желательна дальнейшая детализация стандартных статей, чтобы выделить важные типы активов в составе категорий (таких как краткосрочные ценные бумаги, включенные в категорию денег).

¹⁴ Учет финансовых инструментов: развитие российских и международных правил. Гришкина С.Н., Сиднева В.П.// Экономика и управление: проблемы, решения. 2019. Т. 17. № 3. С. 83–90.[28]

¹⁰ Дружиловская Т.Ю. Оценка финансовых инструментов организаций госсектора в системах российских и международных стандартов // Международный бухгалтерский учет. – 2021. – Т. 24, № 7. – С. 740–760. <https://doi.org/10.24891/ia.24.7.740> [25]

¹¹ Руководство по платежному балансу и международной инвестиционной позиции – Вашингтон, округ Колумбия: Международный Валютный Фонд, 2012 [13]

¹² ВРМ-6, [п.368 [13]

¹³ ВРМ-6, [п.368 [13]

Финансовые активы и обязательства в российской статистике внешнеэкономических связей за 2021–2023 годы и направления анализа

Схема ПБ в соответствии с международными стандартами представляет собой сложную комбинационную группировочную таблицу, отражающую все типы экономических операций с учетом направленности основной и встречной ее сторон/потоков за определенный период времени.

Агрегатами называют группы позиций, объединяющих похожие операции и не включающих отличающиеся с точки зрения выбранного группировочного признака, а *стандартными компонентами* – позиции, обязательные для формы платежного баланса согласно стандарту МВФ (ССРД) при представлении его в МВФ. Стандартные компоненты ПБ могут быть представлены в *Основных агрегатах* (укрупненных группах) или в *детализированном виде*.

Группы самой высшей иерархии объединяют операции с одинаковой природой получаемых и поставляемых экономических ресурсов и лежащими в их основе сходными экономическими процессами и явлениями и разграничивают несхожие. Этим достигается цель раздельного представления экономических операций с товарами и услугами, с капиталом и активами, а также трансфертов. В этом и заключается главная цель составления платежного баланса; а *отражение финансовых активов и обязательств в Финансовом счете (на чистой основе)* — это *демонстрация использованных инструментов для осуществления всего комплекса внешних экономических операций*.

В детализации стандартных компонентов платежного баланса РФ в финансовом счете, а также в аналитическом пред-

ставлении, позиции группируются и по институциональным секторам и подсекторам: сектор государственного управления (Органы государственного управления, Центральный банк и банки, Прочие секторы).

Группировки статей финансового счета *основаны не только на категориях финансовых инструментов, но и функциональных категориях инвестиций, а также классификациях институциональных секторов*.

Функциональные категории применительно к инвестициям базируются на классификации финансовых инструмен-

тов, рассмотренной выше, и включают в себя те или иные инструменты в зависимости от экономических мотивов и характера поведения сторон, важные для раскрытия сущности трансграничного обмена, его результатов, их отражения и понимания.

При представлении ПБ в группировке *основных агрегатов* (табл.1), а также в виде *детализации стандартных компонентов, в Финансовом счете финансовые инструменты показаны раздельно по функциональным категориям инвестиций: прямые инвестиции, портфельные инвестиции, производные*

Таблица 1 (Table 1)

Платежный баланс Российской Федерации за январь-сентябрь 2022 год Основные агрегаты (млн долларов США) Balance of payments of the Russian Federation for January-September 2022. Main units (million US dollars)

	Январь-сентябрь 2022 г.
Счет текущих операций	195 997
Товары и услуги	236 464
Первичные доходы	-34 277
Вторичные доходы	-6 190
Счет операций с капиталом	1 336
Чистое кредитование (+) / чистое заимствование (-) (Сальдо счета текущих операций и счета операций с капиталом)	197 333
Чистое кредитование (+) / чистое заимствование (-) (Сальдо финансового счета)	193 647
Прямые инвестиции	10 998
Чистое приобретение финансовых активов	-32 484
Чистое принятие обязательств	-43 481
Портфельные инвестиции	11 281
Чистое приобретение финансовых активов	-7 043
Чистое принятие обязательств	-18 324
Производные финансовые инструменты	-3 143
Чистое приобретение финансовых активов	-17 183
Чистое принятие обязательств	-14 040
Прочие инвестиции	174 512
Чистое приобретение финансовых активов	156 922
Прочее участие в капитале	1
Ссуды и займы, наличная валюта и депозиты	105 705
Прочая задолженность (включая резервные активы)	51 216
Чистое принятие обязательств	-17 590
Прочее участие в капитале	10
Ссуды и займы, наличная валюта и депозиты	-14 661
Прочая задолженность	-2 938
Чистые ошибки и пропуски	-3 686

Источник: по данным Банка России. URL: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/
Дата последнего обновления: 30 декабря 2022 года.

Source: according to the data of the Bank of Russia. URL: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/ Last updated: December 30, 2022.

финансовые инструменты, прочие инвестиции (включая резервные активы):

а) прямые инвестиции – это иностранных инвестиции, которые проводятся институциональной единицей-резидентом одной страны с целью установления контроля, значительного влияния на деятельность предприятия – институциональной единицы другой страны.

В составе прямых инвестиций выделяют участие в капитале (акции, доли, паи, недвижимость) и паи/акции инвестиционных фондов, реинвестирование доходов, долговые инструменты (ценные бумаги, ссуды и займы). Включаются операции обратного инвестирования (приобретение предприятием прямого инвестирования долевых и долговых инструментов своего прямого инвестора), операции между предприятиями, которые находятся под контролем, влиянием одного и того же инвестора, но не влияют сами друг на друга (сестринские предприятия).

Банк России в рамках составления ПБ разрабатывает данные о Прямых инвестициях в схеме Платежный баланс Российской Федерации (стандартные компоненты) в детализации по типу финансового инструмента.

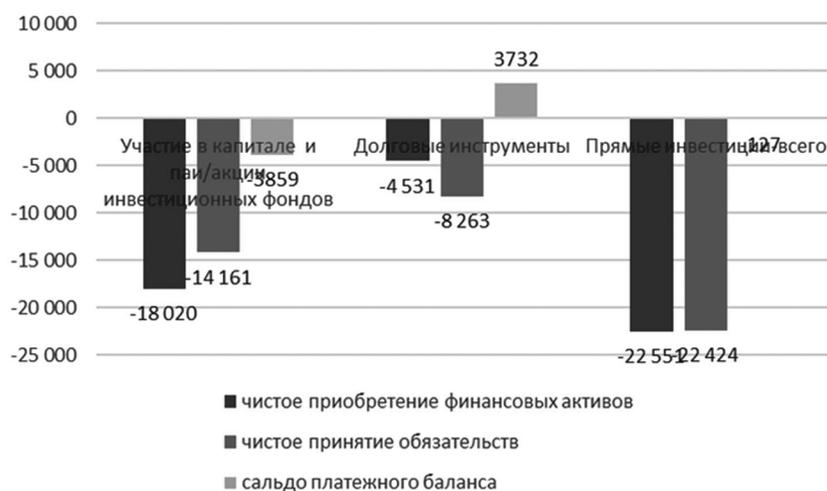
Анализ данных Платежного баланса за январь-сентябрь 2022 года (табл. 1) позволяет заключить, что в результате операций с финансовыми активами и обязательствами в виде Прямых инвестиций сформировалось и отражено в статистике ПБ превышение снижения обязательств над снижениями активов на 10 998 млн долл. США, в т.ч. за I квартал 2022 г. (табл. 2) активы уменьшились больше, чем обязательства на 127 млн долларов, за II квартал 2022 г. – на 6 868 млн долл. США уменьшились обязательства, чем активы, и III квартал 2022 года завершился с положительным сальдо 4 257 млн долл. США

Прямые инвестиции Российской Федерации по инструментам прямых инвестиций (млн долл. США) за кварталы 2022 года по данным Платежного баланса РФ (стандартное представление)
Direct investments of the Russian Federation by direct investment instruments (mln USD) for the quarters of 2022 according to the Balance of payments of the Russian Federation (standard presentation)

	1 квартал 2022 г.	2 квартал 2022 г.	3 квартал 2022 г.
Прямые инвестиции	-127	6 868	4 257
Чистое приобретение финансовых активов	-22 551	-10 500	567
Участие в капитале и паи/акции инвестиционных фондов	-18 020	-10 496	4 899
Долговые инструменты	-4 531	-4	-4 332
Чистое принятие обязательств	-22 424	-17 367	-3 690
Участие в капитале и паи/акции инвестиционных фондов	-14 161	-10 267	1 172
Долговые инструменты	-8 263	-7 101	-4 862

Источник: по данным Банка России. URL: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/bal_of_payments_standart.xlsx (live.com)

Source: according to the data of the Bank of Russia. URL: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/bal_of_payments_standard.xlsx (live.com)



Источник: по данным таблицы 2.

Source: according to table 2.

Рис. 1. Формирование сальдо Прямых инвестиций за I квартал 2022 г.

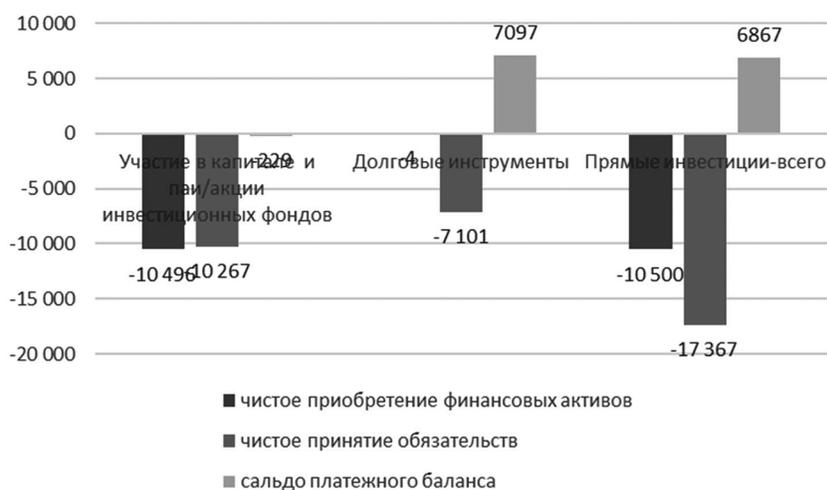
Fig. 1. Formation of the balance of Direct Investments for the 1st quarter of 2022.

(чистый рост активов на 567 млн долл. и чистое снижение обязательств на 3 690 млн долл.)

Для наглядности представим интересующие нас данные таблицы 2 графически.

За первые три месяца 2022 года в результате уменьшения и активов (в большей степени), и обязательств вида «Участие в капитале и паи/акции инвестиционных фондов» сальдо по данной позиции сформировалось отрицательное, равное -3

859 млн долл. США; в результате снижения активов в форме «Долговых инструментов» и снижения (большого) таких обязательств сложилось положительное сальдо долговых инструментов. В результате несколько большего отрицательного сальдо по инструментам Участия в капитале по сравнению с положительным другим сальдо Итоговое сальдо по Прямым инвестициям за первый квартал было отрицательным – 127 млн долл. США.



Источник: по данным таблицы 2.

Source: according to table 2.

Рис. 2. Формирование сальдо Прямых инвестиций за II квартал 2022 г.

Fig. 2. Formation of the balance of Direct Investments for the 2nd quarter of 2022.



Источник: по данным таблицы 2.

Source: according to table 2.

Рис. 3. Формирование сальдо Прямых инвестиций за III квартал 2022.

Fig. 3. Formation of the balance of Direct Investments for the 3rd quarter of 2022.

За апрель-июнь 2022 года в результате относительно равного снижения и активов, и обязательств вида «Участие в капитале и паи/акции инвестиционных фондов» сальдо по данной позиции сформировалось отрицательное, равное 229 млн долл. США; в результате незначительного изменения активов в форме «Долговых инструментов» и снижения таких обязательств на -7 101 сложилось почти такое же положительное сальдо

долговых инструментов. Поэтому итоговое сальдо по Прямым инвестициям за второй квартал 2022 года было также положительное – 6 868 млн долл. США.

За июль-сентябрь 2022 года на 3 727 млн долл. США больше увеличились активы вида «Участие в капитале и паи/акции инвестиционных фондов», чем аналогичные обязательства; в результате большего снижения обязательств в форме «Долговых инструментов»

по сравнению со снижением таких активов сложилось положительное сальдо долговых инструментов (530 млн долл.). Это сальдо в совокупности с положительным сальдо по инструментам Участия в капитале сформировало, как и во II квартале, положительное итоговое сальдо по Прямым инвестициям за третий квартал 2022 года – 4257 млн долл. США. Следует заметить иной путь его формирования – через рост активов и меньшее снижение обязательств.

Рассмотрим аналогичные данные за III квартал 2021 года.

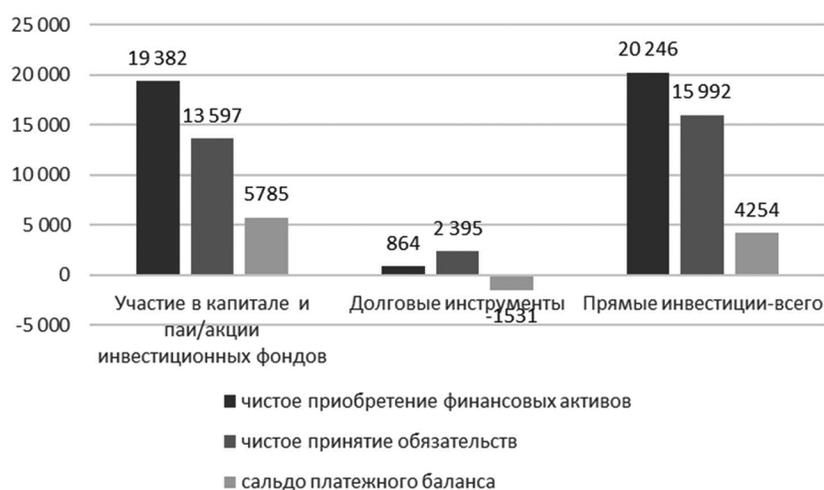
Очевидно существенное различие складывания положительного сальдо – посредством значительного роста активов и обязательств по инструментам Участия в капитале и также роста (но меньшего) Долговых иностранных инструментов и российских инструментов у нерезидентов.

б) портфельные инвестиции

Портфельными инвестициями определяют иностранные инвестиции (как собственно операции, так и результаты) в обращающиеся на рынках долговые ценные бумаги и ценные бумаги участия в капитале, кроме тех, которые отнесены к прямым инвестициям и резервным активам.

В детализации стандартных компонентов ПБ РФ инвестиции данной статьи подразделяются далее в зависимости от вида финансовых инструментов, институционального сектора, срока до погашения (табл. 3).

Из цифр Банка России можно видеть, что Центральный банк и банки и Органы государственного управления уменьшили свои чистые внешние заимствования посредством Портфельных инвестиций на 1 981 и 1 444 млн долларов США соответственно, иностранные активы также снизились, в меньшем объеме, в результате чего



Источник: по данным Банка России. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/.
 Source: according to the data of the Bank of Russia. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/.

Рис. 4. Формирование сальдо Прямых инвестиций за III квартал 2021 г.
Fig. 4. Formation of the balance of Direct Investments for the 3rd quarter of 2021.

Таблица 3 (Table 3)

Портфельные инвестиции Российской Федерации за 3 квартал 2022 года по данным Платежного баланса РФ (аналитическое представление, стандартные компоненты), (млрд долларов США)
Portfolio investments of the Russian Federation for the 3rd quarter of 2022 according to the Balance of payments of the Russian Federation (analytical presentation, standard components), (billion US dollars)

Финансовый счет	3 квартал 2022 г.
Портфельные инвестиции	1 098
Чистое приобретение финансовых активов	-2 327
Центральный банк и банки и Органы государственного управления	-1 465
Прочие секторы	-862
Чистое принятие обязательств	-3 425
Центральный банк и банки и Органы государственного управления	-1981
Прочие секторы	-1 444

Составлено авторами по данным Банка России. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/ и [57-bop_22.xlsx \(live.com\) bal_of_payments_standart.xlsx \(live.com\)](http://live.com/bal_of_payments_standart.xlsx)

Compiled by the authors according to the data of the Bank of Russia. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/ and [57-bop_22.xlsx \(live.com\) bal_of_payments_standart.xlsx \(live.com\)](http://live.com/bal_of_payments_standart.xlsx)

сложилось сальдо +1 098 млн долл. США.

в) производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для сотрудников

Данная статья соответствует указанному выше в Классификации виду финансовых инструментов «Производные финансовые инструменты» за исключением производных финансовых инструментов, связанных с управлением ре-

зервными активами, которые учитываются в категории *Прочие инвестиции*.

В платежном балансе в представлении в стандартных компонентах статья **Производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для сотрудников** подразделяется на операции с опционами и с контрактами форвардного типа (табл. 4). В трансформации аналитического представления Платежного

баланса данный вид финансовых инструментов не показывается отдельно.

Видим, что вследствие того, что стояла задача и показать роль операций секторов (Банки, Госуправление, Прочие секторы) в изменении Производных финансовых инструментов (кроме резервов) и опционов на акции для работников, и отразить составные элементы этого инструмента (Опционы, Контракты форвардного типа), и обязательная задача показать роль изменения активов и изменения обязательств в формировании сальдо, таблицу не удалось статистически полностью правильно составить. Но тем не менее, можно сделать вывод относительно ³/₄ прошедшего года о преобладающей доле банковских операций, о том, что операции с Контрактами форвардного типа больше повлияли на формирование сальдо по статье Производные финансовые инструменты (кроме резервов) посредством чистого снижения и активов, и обязательств, что, в результате, привело к, на порядок меньшему, чем величины изменения активов/обязательств, отрицательному сальдо: -2 836, -65 и -242 млн долл. США по трем первым кварталам соответственно. Очевидно также очень значительное снижение внешнеэкономических банковских операций с активами такого рода; прочие же сектора несколько увеличили здесь свою активность.

Представим данные наглядно.

Наглядно видно формирование сальдо и по вертикали, и по горизонтали: сальдо сумм всех подвидов активов и обязательств (-108-13285-13339/417-10139-10556) дает итоговое сальдо -2 836 млн долл. США, и также сумма сальдо по опционам и контрактам форвардного типа дает итоговое сальдо (309 - 3 146 = -2 836).

Таблица 4 (Table 4)

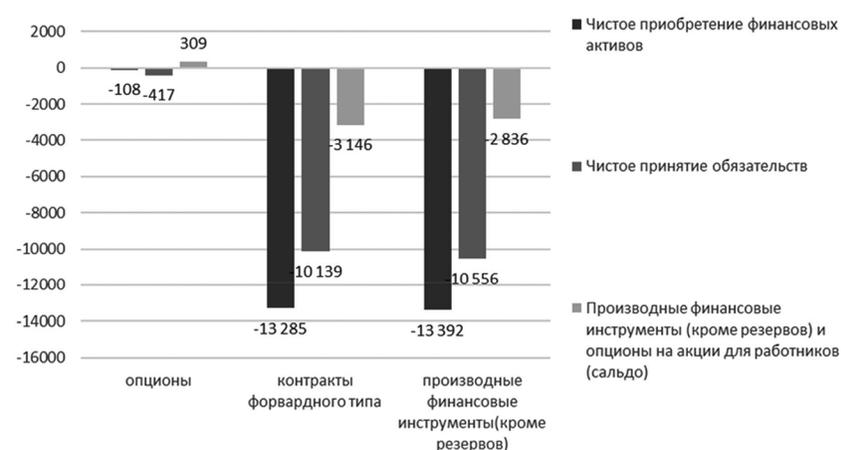
Производные финансовые инструменты Российской Федерации за кварталы 2022 года по данным Платежного баланса РФ (стандартные компоненты) (млрд долл. США)

Derivative financial instruments of the Russian Federation for the quarters of 2022 according to the Balance of payments of the Russian Federation (standard components) (billion US dollars)

Финансовый счет (фрагмент)	1 квартал 2022 г.	2 квартал 2022 г.	3 квартал 2022 г.
Производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для работников, всего	-2 836	-65	-242
Центральный банк и банки	-2 847	-106	-290
Органы государственного управления	0	0	0
Прочие секторы	11	41	47
<i>Производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для работников, всего</i>	<i>-2 836</i>	<i>-65</i>	<i>-242</i>
Опционы	309	-100	-5
Контракты форвардного типа	-3 145	35	-238
Чистое приобретение финансовых активов	-13 392	-2 471	-1 320
Центральный банк и банки	-12 941	-2 208	-1 016
Органы государственного управления	0	0	0
Прочие секторы	-451	-263	-304
<i>Производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для работников, всего</i>	<i>-13 392</i>	<i>-2 471</i>	<i>-1 320</i>
Опционы	-108	-295	-15
Контракты форвардного типа	-13 285	-2 176	-1 304
Чистое принятие обязательств	-10 556	-2 406	-1 078
Центральный банк и банки	-10 094	-2 102	-726
Органы государственного управления	0	0	0
Прочие секторы	-122	-133	-255
<i>Производные финансовые инструменты (кроме резервов) и опционы на акции для работников, всего</i>	<i>-10 556</i>	<i>-2 406</i>	<i>-1 078</i>
Опционы	-417	-195	-11
Контракты форвардного типа	-10 139	-2 211	-1 067

Источник: по данным Банка России. URL: Статистика внешнего сектора | Банк России (cbr.ru) bal_of_payments_standart.xlsx (live.com) http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/

Source: according to the data of the Bank of Russia. URL: External Sector Statistics | Bank of Russia (cbr.ru) bal_of_payments_standart.xlsx (live.com) http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/



Источник: по данным таблицы 4.

Source: according to table 4.

Рис. 5. Формирование сальдо внешнеэкономических операций Российской Федерации с производными финансовыми инструментами за I квартал 2022 года.

Fig. 5. Formation of the balance of foreign economic transactions of the Russian Federation with derivative financial instruments for the 1st quarter of 2022.

В III квартале 2022 года отражена деятельность с иностранными активами, аналогичная, как в I первом квартале, однако, заметно затухающая.

г) прочие инвестиции, включая резервные активы (прочие активы и обязательства)

В данной статье отражают внешнеэкономические операции, которые не были отнесены к прямым и портфельным инвестициям, производным финансовым инструментам, в т.ч. в разрезе определенного сектора.

В составе *прочих инвестиций* выделяют следующие компоненты:

– *прочие инструменты участия в капитале*, которые показываются здесь, если не имеют форму ценных бумаг;

– *ссуды и займы, наличную валюту и депозиты (включая операции по текущим счетам)*;

– *прочую задолженность (включая резервные активы)*.

Прочие инвестиции в стандартном представлении классифицируются также по институциональным секторам и в зависимости от срока до погашения.

Таким образом, очевидно, что главной задачей такого представления является отражение финансовых активов с точки зрения вида инструментов, а также анализ роли того или иного сектора в осуществлении соответствующих операций; возможно также исследование срока исполнения.

Рассмотрим графическое представление данных о Прочих инвестициях на основе таблицы 1.

Статистика прочих инвестиций Платежного баланса отразила более, чем 10-кратное преобладание объема операций с активами по сравнению с обязательствами (кроме операций «Прочее участие в капитале»); большее влияние чистого роста активов на знак сальдо, а также заметное согласованное влияние операций с ссудами



Источник: по данным таблицы 4.
Source: according to table 4.

Рис. 6. Формирование сальдо внешнеэкономических операций Российской Федерации с производными финансовыми инструментами за I и III кварталы 2022 года.

Fig. 6. Formation of the balance of foreign economic transactions of the Russian Federation with derivative financial instruments for the 1st and 3rd quarters of 2022.



Источник: по данным таблицы 1.
Source: according to table 1.

Рис. 7. Прочие инвестиции по данным Платежного баланса Российской Федерации за январь-сентябрь 2022 года (Основные агрегаты; млн долл. США)

Fig. 7. Other investments according to the Balance of payments of the Russian Federation for January-September 2022 (Key aggregates; USD million)

и займами, текущими счетами и депозитами и прочей дебиторской задолженности на формирование сальдо Прочих инвестиций внешнеэкономических операций за первые три квартала 2022 года.

Заметны произошедшие изменения по сравнению с аналогичным периодом 2021 года (рис. 8)

В 2022 году, в отличие от ранее рассмотренных операций с другими видами финансовых активов, происходила активизация операций с Прочими инвестициями в целом и

с ссудами, займами, наличной валютой и депозитами, в частности. Кроме того, статистикой Банка России отражено снижение обязательств по прочим инвестициям в отличие от их роста в 2021 году (на чистой основе). Заметен в 2021 году рост обязательств по Специальным правам заимствования; в текущей статистике данный вид отдельно не представляется.

д) резервные активы (международные резервы)

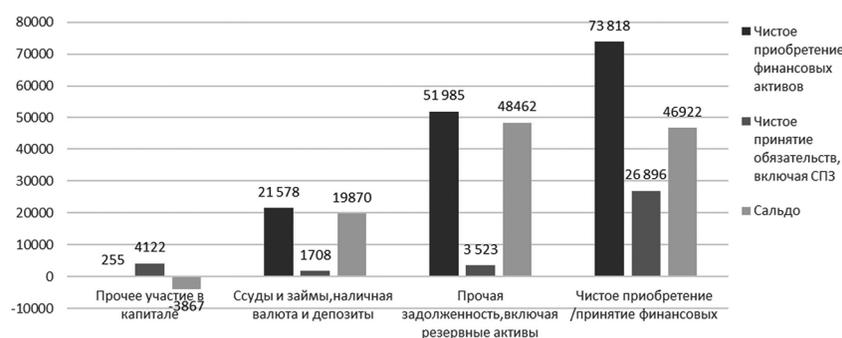
Резервные активы представляют собой внешние высоколиквидные высококачествен-

ные активы, которые имеются в распоряжении Банка России и Правительства Российской Федерации, доступны и подконтрольны органам денежно-кредитного регулирования в целях финансирования платежного баланса, внешних заимствований, проведения интервенций на валютных рынках для регулирования валютного курса и поддержание доверия к нему, к экономике страны, внешнеэкономической деятельности, и включают **средства в иностранной валюте** (это наличная валюта, остатки средств на корсчетах, в т.ч. обезличенные металлические счета в золоте; депозиты со сроком погашения до года в иностранных центральных банках, БМР (банке международных расчетов) и кредитных организациях-нерезидентах, долговые ценные бумаги, ими выпущенные; **специальные права заимствования (СДР); резервную позицию в МВФ (РП); монетарное золото** (золото в слитках и обезличенные золотые счета), которое приобретает для создания резерва покупательной способности.

Финансовые требования Банка России и Правительства Российской Федерации к резидентам, выраженные в иностранной валюте, не включаются в состав международных резервов Российской Федерации.

Специальные права заимствования (СДР) в статистке Резервных активов Банка России – это международные резервные активы, эмитированные МВФ и находящиеся на счете Российской Федерации в Департаменте СДР Фонда.

В состав **Резервной позиции в МВФ** входят «резервный транш» – количество иностранной валюты (включая СДР), которое государство-член может получить от МВФ с короткими сроками и любая задолженность МВФ (требования страны к МВФ) в рамках кредитного соглашения (по Счету общих ресурсов



Источник: составлено авторами по данным статистики Банка России bor_prmc_2021.xlsx (live.com) Статистика внешнего сектора | Банк России (cbr.ru).

Source: compiled by the authors based on the statistics of the Bank of Russia bor_prmc_2021.xlsx (live.com). External sector statistics | Bank of Russia (cbr.ru).

Рис. 8. Прочие инвестиции по данным Платежного баланса* Российской Федерации за январь-сентябрь 2021 года (Основные агрегаты; млн долларов США).

Fig. 8. Other investments according to the Balance of payments of the Russian Federation for January-September 2021 (Key aggregates; USD million).

* Специальные права заимствования включены в итоговые величины Чистого принятия обязательств, отдельной позицией не представлены, поэтому сумма указанных обязательств не дает общую итоговую их величину.

МВФ), которая легко доступна государству-члену, включая ссуды, полученные МВФ от страны. Эти процедуры прописаны в рамках документов МВФ – Генеральных соглашений о займах (ГСЗ) и Новых соглашений о займах (НСЗ).

В представлении ПБ Резервная позиция показывается в составе Прочей задолженности Прочих инвестиций (табл. 1).

Наиболее показательны и информативны для исследователя Финансовые активы в Статистике внешнеэкономических связей представлены в **Международной инвестиционной позиции** – статистическом отчете об остатках¹⁵ на отчетную дату финансовых активов резидентов (в виде требований к нерезидентам и золота в слитках как резервного актива) и обязательств резидентов перед нерезидентами, а также об

¹⁵ Остатки финансовых активов и обязательств в общем случае следует оценивать так, как если бы они были приобретены в ходе рыночных операций на дату составления баланса.

их изменениях за анализируемый период.

В подлежащем приводятся группы финансовых активов и обязательств в классификации, аналогичной используемой в ПБ: *по функциональному назначению (прямые инвестиции, портфельные инвестиции, производные финансовые инструменты, прочие инвестиции, резервные активы); по финансовым инструментам (инструменты участия в капитале и паи/акции инвестиционных фондов, долговые ценные бумаги, наличная валюта и депозиты, ссуды и займы, страховые и пенсионные программы, торговые кредиты и авансы и др.), прочая дебиторская и кредиторская задолженность; по институциональным секторам; по срокам погашения (для долговых инструментов): краткосрочные и долгосрочные.*

В сказуемом отражаются остатки активов и обязательств на начало и конец отчетного периода, а также изменения, произошедшие

– в результате финансовых операций с активами и обязательствами;

– в результате переоценки; – прочие изменения в объеме финансовых активов и обязательств.

Финансовые операции, в результате которых происходит изменение остатков, – это операции, отражаемые в финансовом счете Платежного баланса. Изменения, произошедшие *не вследствие экономических операций* по взаимному достигнутому соглашению между резидентами и нерезидентами, а в результате иных событий, показываются отдельно. Также эту статью в статистике внешнеэкономической деятельности называют «прочие потоки» или «счет прочих изменений в финансовых активах и обязательствах» – еще одно макроэкономическое построение статистики внешнего сектора. Вместе с Финансовым счетом показатели этой статьи объясняют общую величину изменений в МИП: увеличение или снижение стоимости финансовых активов/обязательств, их возникновение или выбытие, происходящие в результате *операций, переоценки и прочих изменений в объеме*. Показатели МИП за 2022 год Банком России представлены без детализации причин, вызвавших рост/снижение финансового актива (табл. 5); представленные данные сообщают, что накопленный объем чистых международных активов увеличился за период октябрь 2021 – октябрь 2022 года каждый квартал в среднем на 8,7% или **на 2,8%** ежемесячно, в основном, за счет снижения иностранных обязательств.

Также в рамках МИП разрабатываются показатели остатков Международных резервов (резервных активов) (в настоящее время без структурной детализации) (табл. 6).

Остатки финансовых резервных активов, согласно представлению табл.6, уменьшились за 2022 год в результате произведенных внешнеэконо-

Таблица 5 (Table 5)

Международная инвестиционная позиция Российской Федерации за 01.01.2022 – 01.10.2022 годы. Основные агрегаты (млн долларов США) (фрагмент)
International investment position of the Russian Federation for 01/01/2022-01/10/2022. Main aggregates (million US dollars) (fragment)

	Остаток на 01.10.2021	Остаток на 01.01.2022	Остаток на 01.04.2022	Остаток на 01.07.2022	Остаток на 01.10.2022
Чистая международная инвестиционная позиция	443 283	484 828	600 384	491 802	619 231
Активы	1 623 089	1 651 467	1 589 660	1 699 292	1 618 257
Обязательства	1 179 806	1 166 638	989 275	1 207 490	999 027

Источник: по данным Банка России. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/54-iip_22.xlsx (live.com)

Source: according to the data of the Bank of Russia. URL: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/54-iip_22.xlsx (live.com)

Таблица 6 (Table 6)

Международные резервы Российской Федерации за 2022 год (млн долл. США)
International reserves of the Russian Federation for 2022 (million US dollars)

	на 1.01.22 г.	на 1.04.22 г.	на 1.07.22 г.	на 1.10.22 г.	на 1.01.23 г.
Резервные активы	630 627	606 409	584 121	540 688	581 989
Справочно: Специальные права заимствования (обязательства)	25 250	24 946	23 979	23 152	нет данных

Составлено авторами по данным Банка России. URL: [54-iip_22.xlsx](http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/54-iip_22.xlsx) (live.com) http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/ и Статистический бюллетень Банка России № 1 (356) 2023, с 14

Compiled by the authors according to the data of the Bank of Russia. URL: [54-iip_22.xlsx](http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/54-iip_22.xlsx) (live.com) http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/ and Statistical Bulletin of the Bank of Russia - No. 1 (356) 2023, p. 14

мических операций, переоценки и прочих изменений на 48 638 млн долларов США и составили на 1 января 2023 года 581 989 млн долл. США.

Заключение

Платежный баланс (ПБ) и Международная инвестиционная позиция (МИП) в российской макроэкономической статистике с помощью своей системы показателей отражают международные экономические связи и представляют собой важный инструмент исследования финансовых активов.

Статистическое исследование движения и остатков финансовых активов вследствие внешнеэкономической деятельности за последний год показало, что в результа-

те разнонаправленного влияния анализируемых операций в разрезе категорий финансовых инструментов, функциональных категорий инвестиций и институциональных секторов макроэкономическая статистика в Финансовом счете **Платежного баланса России** отразила за январь-сентябрь 2022 года положительную сальдовую величину между чистым изменением финансовых активов и финансовых обязательств в размере **193 647** млн долл. США. Знак и Величина **Чистого кредитования (+193 647** млн долл. США) (Сальдо финансового счета) свидетельствует о сохраняющемся положении России как чистого кредитора в экономических отношениях с Остальным миром. Таким

образом, наша страна предоставляет средства (в чистом выражении) Остальному миру с точки зрения приобретения/продаж финансовых активов и принятия/погашения финансовых обязательств. Сложилось это вследствие превышения снижения финансовых обязательств (в чистом выражении) в виде *прямых, портфельных инвестиций* (-43 481 – 18 324) над *приобретением (на чистой основе) соответствующих инвестиций* (-32 484 – 7 043) с учетом *положительной разницы между чистым приобретением финансовых активов в виде прочих инвестиций (с резервными активами вместе) и чистым снижением данных обязательств* (156 922 + 17590). *Отрицательное сальдо, сформировавшееся в результате большего уменьшения обязательств по производным финансовым инструментам, снизило общую величину чистых иностранных активов на 3 143 млн долл. США.*

Таким образом сформировалась сумма финансирования (распределения) профицитного баланса счета текущих операций и счета операций с капиталом – чистым приобретением иностранных активов в виде прочих инвестиций и чистым погашением обязательств по другим видам активов (193 647 млн долл. США).

Происходило оно следующим образом: было приобретено 100 212 млн долл. США финансовых активов и погашено на 93 435 млн долл. США финансовых обязательств (все на чистой основе).

Среди проданных/приобретенных активов-погашенных/принятых обязательств наиболее значимо влияние на итоговое сальдо активов в форме прочих инвестиций (174,5 млрд долл.). Операции с прямыми, портфельными инвестициями, производными финансовыми инструментами проводились интенсивно, но на чистой основе продали активов и погасили обязательств на близкую

по величине сумму, поэтому в сальдо Финансового счета это составило $11 + 11,2 - 3,1$ млрд долл. США.

Методологические особенности представления финансовых активов, подчеркнутые в работе, определили возможность всестороннего исследования их движения и накопления в процессе внешнеэкономических связей.

Группировки статей финансового счета основаны не только на категориях финансовых инструментов, но и функциональных категориях инвестиций, а также классификациях институциональных секторов, что служат целям всестороннего отражения финансовых активов в экономических отношениях между резидентами и нерезидентами.

Сложным построением является Платежный баланс (стандартные компоненты), цель разработки которого – показать роль операций секторов (Центральный банк и банки, Органы государственного управления, Прочие секторы) в изменении Портфельных инвестиций, Производных финансовых инструментов (кроме резервов) и опционов на акции для работников, Прочих инвестиций и отразить составные элементы этих инструментов (Ценные бумаги, обеспечивающие участие в капитале

за исключением паев/акций в инвестиционных фондах, Паи/акции инвестиционных фондов, Опционы, Контракты форвардного типа и др.), и показать роль изменения активов и изменения обязательств в формировании сальдо.

Долговые ценные бумаги (в составе Портфельных инвестиций) и Прочие инвестиции в стандартном представлении классифицируются также в зависимости от срока до погашения. Таким образом, очевидно, что главной задачей такого представления является отражение финансовых активов с точки зрения вида инструментов, а также анализ роли того или иного сектора в осуществлении соответствующих операций; возможно также исследование срока исполнения. Резервные активы в настоящее время включаются в состав прочих инвестиций; в представлении остатков МИП можем увидеть и составные элементы и, естественно, всю величину Международных резервов.

В Международной инвестиционной позиции финансовые активы также отражены полно в той их части, которая участвует в экономических операциях между резидентами и нерезидентами.

В подлежащем МИП приводятся группы финансовых активов и обязательств в

классификации, аналогичной используемой в ПБ: по функциональному назначению, по финансовым инструментам, по институциональным секторам, по срокам погашения (для долговых инструментов). Вместе с Финансовым счетом показатели счета прочих изменений в финансовых активах и обязательствах объясняют общую величину изменений в МИП: увеличение или снижение стоимости финансовых активов/обязательств, их возникновение или выбытие, происходящие в результате операций, переоценки и прочих изменений в объеме.

Данные из рассмотренных построений являются сопоставимыми, включая Финансовый счет и Баланс активов и пассивов СНС [18], т.к. применяется, в основе, одна Классификация финансовых инструментов, может применяться на практике различная степень детализации для различных построений, но база едина.

Авторы статьи неоднократно обращались в своих публикациях к вопросам макроэкономических расчетов, что позволило им в работе более детально рассмотреть актуальные вопросы, касающиеся процессов отражения финансовых активов в статистике денежного обращения и внешнеэкономических связей.

Литература

1. Приказ Минфина России от 30 июня 2020 г. № 129н «Об утверждении федерального стандарта бухгалтерского учета государственных финансов “Финансовые инструменты”».

2. Классификатор институциональных единиц по секторам экономики (КИЕС): приказ Росстата от 02.08.2004 № 110.

3. Федеральный закон от 10.12.2003 N 173-ФЗ (ред. от 02.08.2019) «О валютном регулировании и валютном контроле»; Федеральный закон от 28 июня 2021 г. № 224-ФЗ «О внесении изменений в Федеральный закон «О валютном регулировании и валютном контроле».

4. Статистика внешнего сектора [Электрон. ресурс] Центральный банк Российской Федерации. Режим доступа: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/.

5. Денежно-кредитная и финансовая статистика. [Электрон. ресурс]. Центральный банк Российской Федерации. Режим доступа: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs.

6. Методологический комментарий к финансовому счету и балансам активов и обязательств системы национальных счетов Российской Федерации [Электрон. ресурс]. Центральный банк Российской Федерации. 2019. Режим доступа: https://cbr.ru/vfs/statistics/fafbs/m_komm.pdf.

7. Методологический комментарий к Обзору центрального банка, Обзору кредитных организаций, Обзору банковской системы, Обзору других финансовых организаций, Обзору финансового сектора [Электрон. ресурс] Центральный банк Российской Федерации. 2023. Режим

доступа: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/Methodological_commentary_1.

8. Методологический комментарий к платежному балансу Российской Федерации [Электрон. ресурс]. Центральный банк Российской Федерации. 2023. Режим доступа: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/meth_com_bop/.

9. Платежный баланс Российской Федерации. № 4(13) IV квартал 2022 г. Информационно-аналитический комментарий. 26 января 2023 г.

10. Система национальных счетов – 2008 [Электрон. ресурс]. Нью-Йорк: Организация Объединенных Наций, 2012. 827 с. Режим доступа: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/sna2008.asp>.

11. Методологические пояснения к Национальным счетам [Электрон. ресурс]. М.: Росстат. Режим доступа: https://gks.ru/free_doc/new_site/vvp/metod.htm.

12. Руководство по денежно-кредитной и финансовой статистике. Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2000. 157 с.

13. Руководство по платежному балансу и международной инвестиционной позиции. Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2012. 463 с.

14. Справочник по составлению платежного баланса и международной инвестиционной позиции. Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2017. 699 с.

15. Handbook on securities statistics. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2015. 170 с.

16. Деньги, кредит, банки /под ред. Лаврушина О.И. М.: КноРус, 2019. 560 с.

17. Деньги, кредит, банки / под ред. Е.А. Звонковой. М.: ИНФРА-М, 2022. 592 с.

18. Основы национального счетоводства (международный стандарт СНС 2008 г.) / под ред. Ю.Н. Иванова. 3 изд. М.: ИНФРА-М, 2021. 399 с.

19. Чалдаева Л. А., Килячков А. А. Рынок ценных бумаг: учебник. 7-е изд. М.: Юрайт, 2019. 381 с.

20. Салин В.Н., Ситникова О.Ю., Архангель-

ская Л.Ю. Представление финансовых активов в денежно-кредитной статистике России // Статистика и экономика. 2022. № 1. С. 4–17.

21. Салин В.Н., Вахрамеева М. В., Ситникова О. Ю. Актуальные проблемы статистического изучения экономических активов в современных условиях // Статистика и экономика. 2020. № 5. С. 38–48.

22. Салин В.Н., Вахрамеева М.В., Ситникова О.Ю. Представление финансовых активов в макроэкономической статистике России // Статистика и экономика. 2021. № 5. С. 14–25.

23. Салин В.Н., Вахрамеева М.В., Ситникова О.Ю. Направления статистического изучения финансового сектора экономики // Экономика, статистика и информатика. Вестник УМО. 2015. № 4. С. 154–157.

24. Ситникова О.Ю. Международные стандарты представления финансовой статистики. В сборнике: Мы продолжаем традиции российской статистик // Сборник докладов Международной научно-практической конференции «I Открытый российский статистический конгресс» (Новосибирск, 20–22 октября 2015 г.). Новосибирск: НИИХ, 2016. С. 505–511.

25. Дружиловская Т.Ю. Оценка финансовых инструментов организаций госсектора в системах российских и международных стандартов // Международный бухгалтерский учет. 2021. Т. 24. № 7. С. 740–760. DOI: 10.24891/ia.24.7.740.

26. Халимбекова А.М., Шахбанова А.М., Арсланханова У.А. Особенности новых стандартов в учете финансовых активов // Теория и практика мировой науки. 2021. № 7. С. 44–49.

27. Абилдаев С.Т., Игликова А.Н., Икрамова Л.С., Елтай С.Б. Современные проблемы учета финансовых активов и финансовых обязательств // Актуальные научные исследования в современном мире. 2020. № 1–2 (57). С. 63–69.

28. Гришкина С.Н., Сиднева В.П. Учет финансовых инструментов: развитие российских и международных правил // Экономика и управление: проблемы, решения. 2019. Т. 17. № 3. С. 83–90.

References

1. Order of the Ministry of Finance of Russia dated June 30, 2020 No. 129n “On Approval of the Federal Public Finance Accounting Standard “Financial Instruments”. (In Russ.)

2. Classifier of institutional units by sectors of the economy (KIES): Rosstat Order No. 110 dated August 2, 2004. (In Russ.)

3. Federal Law No. 173-FZ of December 10, 2003 (as amended on August 2, 2019) “On currency regulation and currency control”; Federal Law No. 224-FZ of June 28, 2021 “On Amendments to the Federal Law “On Currency Regulation and Currency Control”. (In Russ.)

4. Statistika vneshnego sektora = Statistics of

the external sector [Internet] Central Bank of the Russian Federation. Available from: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/. (In Russ.)

5. Denezhno-kreditnaya i finansovaya statistika = Monetary and financial statistics [Internet]. Tsentral'nyy bank Rossiyskoy Federatsii = Central bank Russian Federation. Available from: http://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/. (In Russ.)

6. Metodologicheskiy kommentariy k finansovomu schetu i balansam aktivov i obyazatel'stv sistema natsional'nykh schetov Rossiyskoy Federatsii = Methodological commentary on the financial account and balance sheets of assets and liabilities of the system of national accounts of the Russian Federation [Internet]. Central Bank of the Russian

- Federation. 2019. Available from: https://cbr.ru/vfs/statistics/fafbs/m_komm.pdf. (In Russ.)
7. Metodologicheskiy kommentariy k Obzoru tsentral'nogo banka, Obzoru kreditnykh organizatsiy, Obzoru bankovskoy sistemy, Obzoru drugikh finansovykh organizatsiy, Obzoru finansovogo sektora = Methodological commentary on the Central Bank Survey, Credit Institutions Survey, Banking System Survey, Other Financial Institutions Survey, Financial Sector Survey [Internet]. Central Bank of the Russian Federation. 2023. Available from: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/dkfs/Methodological_commentary_1. (In Russ.)
8. Metodologicheskiy kommentariy k platezhnomu balansu Rossiyskoy Federatsii = Methodological commentary on the balance of payments of the Russian Federation [Internet]. Central Bank of the Russian Federation. 2023. Available from: https://cbr.ru/statistics/macro_itm/svs/meth_com_bop/. (In Russ.)
9. Platezhnyy balans Rossiyskoy Federatsii. № 4(13) IV kvartal 2022 g. Informatsionno-analiticheskiy kommentariy. 26 yanvarya 2023 g. = Balance of payments of the Russian Federation. No. 4(13) Q4 2022 Informational and analytical commentary. January 26, 2023. (In Russ.)
10. Sistema natsional'nykh schetov – 2008 [Internet]. N'yu-York: Organizatsiya Ob'yedinennykh Natsiy, 2012. 827 s. Available from: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/sna2008.asp>.
11. Metodologicheskiye poyasneniya k Natsional'nym schetam = Methodological explanations for the National Accounts [Internet]. Moscow: Rosstat. Available from: https://gks.ru/free_doc/new_site/vvp/metod.htm. (In Russ.)
12. Rukovodstvo po denezhno-kreditnoy i finansovoy statistike. Vashington: Mezhdunarodnyy Valyutnyy Fond; 2000. 157 p.
13. Rukovodstvo po platezhnomu balansu i mezhdunarodnoy investitsionnoy pozitsii. Vashington: Mezhdunarodnyy Valyutnyy Fond; 2012. 463 p.
14. Spravochnik po sostavleniyu platezhnogo balansa i mezhdunarodnoy investitsionnoy pozitsii. Vashington: Mezhdunarodnyy Valyutnyy Fond; 2017. 699 p.
15. Handbook on securities statistics. Washington D.C.: International Monetary Fund; 2015. 170 p.
16. Den'gi, kredit, banki /pod red. Lavrushina O.I. = Money, credit, banks / ed. Lavrushina O.I. Moscow: KnoRus; 2019. 560 p. (In Russ.)
17. Den'gi, kredit, banki / pod red. Ye.A. Zvonovoy = Money, credit, banks / ed. E.A. Zvonovoi. Moscow: INFRA-M; 2022. 592 p. (In Russ.)
18. Osnovy natsional'nogo schetovodstva (mezhdunarodnyy standart SNS 2008 g.) / pod red. Yu.N. Ivanova. 3 izd. = Fundamentals of national accounting (international standard SNA 2008) / ed. Yu.N. Ivanova. 3rd ed. Moscow: INFRA-M; 2021. 399 p. (In Russ.)
19. Chaldayeva L.A., Kilyachkov A.A. Rynok tsennykh bumag: uchebnik. 7-ye izd. = Securities market: textbook. 7th ed. Moscow: Yurayt; 2019. 381 p. (In Russ.)
20. Salin V.N., Sitnikova O.Yu., Arkhangel'skaya L.Yu. Representation of financial assets in monetary statistics of Russia. Statistika i ekonomika = Statistics and Economics. 2022; 1: 4–17. (In Russ.)
21. Salin V.N., Vakhrameyeva M.V., Sitnikova O.Yu. Actual problems of statistical study of economic assets in modern conditions. Statistika i ekonomika = Statistics and Economics. 2020; 5: 38–48. (In Russ.)
22. Salin V.N., Vakhrameyeva M.V., Sitnikova O.Yu. Representation of financial assets in macroeconomic statistics of Russia. Statistika i ekonomika = Statistics and Economics. 2021; 5: 14–25. (In Russ.)
23. Salin V.N., Vakhrameyeva M.V., Sitnikova O.Yu. Directions of statistical study of the financial sector of the economy. Ekonomika, statistika i informatika. Vestnik UMO = Economics, statistics and informatics. Vestnik UMO. 2015; 4: 154–157. (In Russ.)
24. Sitnikova O.Yu. International standards for the presentation of financial statistics. In the collection: We continue the traditions of Russian statistics. Sbornik dokladov Mezhdunarodnoy nauchno-prakticheskoy konferentsii «I Otkrytyy rossiyskiy statisticheskiy kongress» = Collection of reports of the International Scientific and Practical Conference “I Open Russian Statistical Congress” (Novosibirsk, October 20–22, 2015). Novosibirsk: NINH; 2016: 505–511. (In Russ.)
25. Druzhilovskaya T.Yu. Evaluation of financial instruments of public sector organizations in the systems of Russian and international standards. Mezhdunarodnyy bukhgalterskiy uchët = International Accounting. 2021; 24; 7: 740–760. DOI: 10.24891/ia.24.7.740. (In Russ.)
26. Khalimbekova A. M., Shakhbanova A. M., Arslankhanova U. A. Features of new standards in accounting for financial assets. Teoriya i praktika mirovoy nauki = Theory and practice of world science. 2021; 7: 44–49. (In Russ.)
27. Abildayev S.T., Iglukova A. N., Ikramova L. S., Yeltay S.B. Modern problems of accounting for financial assets and financial liabilities. Aktual'nyye nauchnyye issledovaniya v sovremennom mire = Actual scientific research in the modern world. 2020; 1–2 (57): 63–69. (In Russ.)
28. Grishkina S.N., Sidneva V.P. Accounting for Financial Instruments: Development of Russian and International Rules. Ekonomika i upravleniye: problemy, resheniya = Economics and Management: Problems, Solutions. 2019; 17; 3: 83–90. (In Russ.)

Сведения об авторах

Виктор Николаевич Салин

К.э.н., профессор, профессор
Финансовый университет
при Правительстве РФ, Москва, Россия
Эл. почта: Salvini@rambler.ru

Оксана Юрьевна Ситникова

К.э.н., доцент, доцент
Финансовый университет
при Правительстве РФ,
Москва, Россия
Эл. почта: OSitnikova@fa.ru

Ольга Георгиевна Третьякова

К.э.н., доцент, доцент
Финансовый университет
при Правительстве РФ,
Москва, Россия
Эл. почта: OTretyakova@fa.ru

Information about the authors

Viktor N. Salin

Cand. Sci. (Economics), Professor, Professor,
Financial University under the government of the
Russian Federation, Moscow, Russia
E-mail: Salvini@rambler.ru

Oksana Y. Sitnikova

Cand. Sci. (Economics), associate Professor,
associate Professor,
Financial University under the government of the
Russian Federation, Moscow, Russia
E-mail: OSitnikova@fa.ru

Olga G. Tretyakova

Cand. Sci. (Economics), associate Professor,
associate Professor
Financial University under the government of the
Russian Federation, Moscow, Russia
E-mail: OTretyakova@fa.ru

Цифровые активы и мировая экономика: как использование статистических моделей может помочь в прогнозировании цены на Биткоин

Цель исследования – изучить потенциал статистического моделирования в прогнозировании цен на криптовалюту Биткоин и его влияния для экономики. В ходе статьи были получены ответы на такие вопросы, как: Какого влияние макроэкономических событий на динамику цены Биткоина? Как быстро криптовалютный рынок стабилизируется после падений? Насколько эффективно статистическое моделирование для решения задачи прогнозирования цены Биткоина? Какая из моделей показывает наилучшие результаты? Какие меры регулирования и контроля криптовалютного рынка необходимы на этапе его становления в Российской Федерации?

Материалы и методы. Были собраны и проанализированы исторические данные о среднемесячных ценах закрытия Биткоина и макроэкономических событиях, таких как пандемия COVID-19 и российско-украинский конфликт. В работе использованы статистические модели, включая ARIMA и LSTM, для прогнозирования будущих цен на Биткоин на основе исторических данных. Точность моделей была вычислена на основе таких показателей как средняя абсолютная ошибка (MAE) и среднеквадратичная ошибка (MSE).

Результаты. Анализ влияния макроэкономических событий показал, что в условиях кризиса привлекательность Биткоина увеличивалась и инвесторы использовали данный актив в качестве нового инструмента инвестирования. В ходе анализа по-

следствий русско-украинского конфликта для криптовалютного рынка было выявлено его реакция на геополитические события согласно увеличившимся показателям ликвидности на рынке. В процессе моделирования динамики среднемесячной цены Биткоина наилучшей моделью ARIMA была признана модель с параметрами (1, 1, 0) при MAE = 15,03 %. Модель нейронных сетей LSTM на аналогичном наборе данных показала ошибку MAE, равную 2,57 %. **Заключение.** Анализ показывает, что биткоин был наиболее привлекательным инвестиционным инструментом во время кризиса пандемии, что привело к резкому росту его цены в 2021 году. Российско-украинский конфликт также повлиял на его цену, вызвав значительное снижение в 2022 году. Однако методы статистического моделирования прогнозируют рост цены Биткоина в первой половине 2023 года, и правительства могут рассмотреть возможность регулирования или контроля его использования для снижения связанных с криптовалютным рынком рисков. Рекомендуемыми мерами являются внедрение нормативных актов, введение налогов на транзакции, разработка национальных цифровых валют, просвещение общественности и пресечение преступной деятельности.

Ключевые слова: цифровые активы, криптовалюта, Bitcoin, прогнозирование, статистический анализ, ARIMA, нейронные сети, LSTM, мировая экономика.

Ludmila P. Bakumenko, Nadezhda S. Vasileva

Mari State University, Yoshkar-Ola, Russia

Digital Assets and the Global Economy: How the Use of Statistical Models Can Help Bitcoin Price Prediction

The purpose of the study is to analyze the potential of statistical modeling in predicting the prices of the Bitcoin cryptocurrency and its impact on the economy. In the course of the article, answers were received to such questions as: What is the impact of macroeconomic events on the dynamics of the Bitcoin price? How quickly does the cryptocurrency market stabilize after the falls? How effective is statistical modeling to solve the problem of predicting the price of Bitcoin? Which model shows the best results? What measures of regulation and control of the cryptocurrency market are necessary at the stage of its formation in the Russian Federation?

Materials and methods. Historical data on average monthly Bitcoin closing prices and macroeconomic events such as the COVID-19 pandemic and the Russian-Ukrainian conflict were collected and analyzed. The paper uses statistical models, including ARIMA and LSTM, to predict future Bitcoin prices based on historical data. The accuracy of the models was calculated based on such indexes as the mean absolute error (MAE) and the mean square error (MSE).

Results. Analysis of the impact of macroeconomic events showed that during the crisis, the attractiveness of Bitcoin increased and investors used this asset as a new investment tool. During the analysis of the

consequences of the Russian-Ukrainian conflict for the cryptocurrency market, its reaction to geopolitical events was revealed according to the increased liquidity indexes in the market. In the process of modeling the dynamics of the average monthly Bitcoin price, the model with parameters (1, 1, 0) at MAE = 15.03% was recognized as the best ARIMA model. The LSTM neural network model on a similar data set showed a MAE error equal to 2.57%.

Conclusion. The analysis shows that Bitcoin was the most attractive investment tool during the crisis, which led to a sharp increase in its price in 2021. The Russian-Ukrainian conflict has also affected its price, causing a significant decline in 2022. However, statistical modeling methods predict an increase in the price of Bitcoin in the first half of 2023, and governments may consider regulating or controlling its use to reduce risks associated with the cryptocurrency market. The recommended measures are the introduction of regulations, the introduction of transaction taxes, the development of national digital currencies, public education and the prevention of criminal activity.

Keywords: digital assets, cryptocurrency, Bitcoin, forecasting, statistical analysis, ARIMA, neural networks, LSTM, world economy.

Введение

В последние годы криптовалюта приобретает большое значение в мировой экономике, а общая рыночная капитализация по состоянию на 2022 год составляет более 2 трлн долларов. Биткойн, первая и самая известная криптовалюта, проложила путь к появлению многих других цифровых валют. Растущее признание криптовалют в качестве платежного средства и инвестиций сделало необходимым изучение и понимание факторов, влияющих на их эффективность на рынке.

Одной из ключевых проблем, с которыми сталкиваются инвесторы и предприятия на рынке криптовалют, является волатильность цен на криптовалюты. Стоимость криптовалют может значительно колебаться, часто в течение нескольких минут, что затрудняет инвесторам прогнозирование наилучшего времени для покупки или продажи. Неточные прогнозы могут привести к значительным финансовым потерям или упущенным возможностям получения прибыли. Аналогичным образом, компании, которые принима-

ют криптовалюты в качестве оплаты или используют их для инвестиций, должны иметь возможность прогнозировать их стоимость, чтобы эффективно управлять своими финансами и снизить подверженность волатильности рынка.

В этом контексте способность точно прогнозировать цены на криптовалюты стала решающей для инвесторов и бизнеса, чтобы принимать обоснованные решения и добиваться успеха в динамичном мире криптовалют. Точные прогнозы цен могут предоставить инвесторам ценную информацию, которая поможет им принимать обоснованные решения и снижать риски. Аналогичным образом, предприятия могут использовать точные прогнозы цен для эффективного управления своими финансами и снижения подверженности волатильности рынка.

В последние годы статистические модели начали набирать большую популярность в контексте прогнозирования цен на криптовалюты. Такие модели, как анализ временных рядов, нейронные сети и машинное обучение, показали

многообещающие результаты в точном прогнозировании цен на криптовалюты. Используя исторические данные о ценах и другие соответствующие показатели, статистические модели могут делать прогнозы относительно будущих изменений цен.

Использование статистических моделей в прогнозировании цен на криптовалюты обладает большим потенциалом для формирования будущего мировой экономики. В дополнение к финансам точные прогнозы могут принести пользу другим отраслям, таким как управление цепочками поставок, поскольку они могут дать представление о ценности и себестоимости товаров и услуг, которыми обмениваются с использованием цифровых активов.

1. Влияние макроэкономических факторов на стоимость Биткойна.

Вышесказанные выводы подтверждаются динамикой цены самой популярной криптовалюты — Биткойн, представленной на рис. 1.

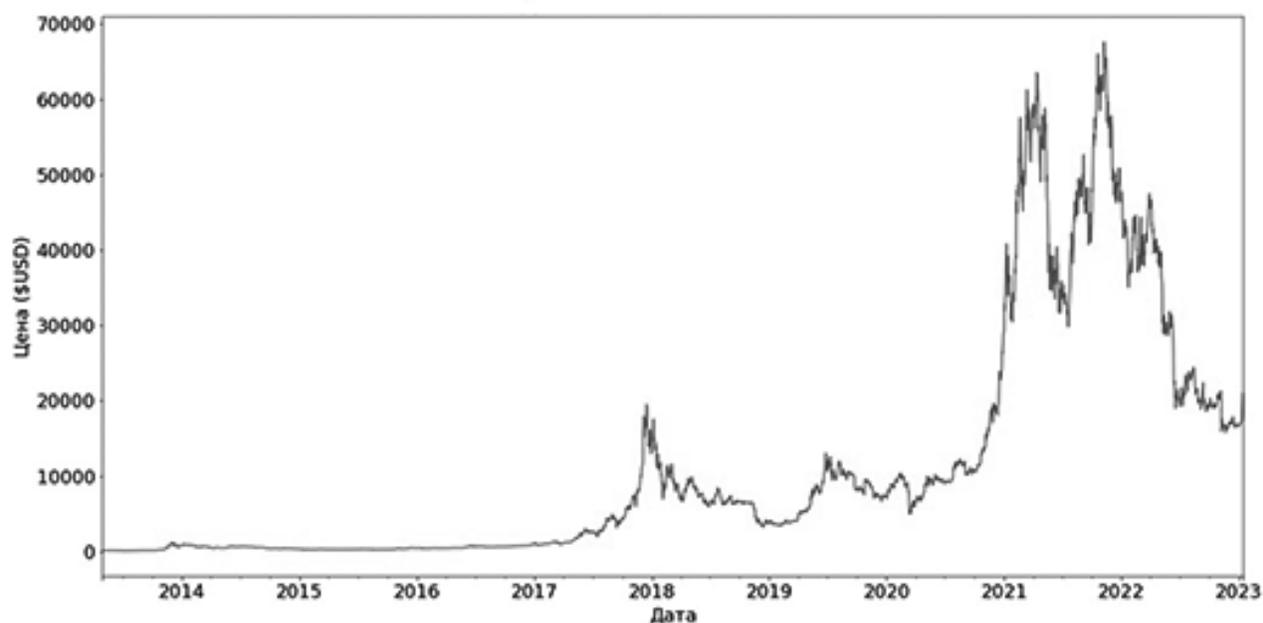


Рис. 1. Динамика цены Биткойна (доллары США)

Fig. 1. Bitcoin Price Dynamics (US Dollars)

Анализ движения цены Биткоина имеет решающее значение для всего криптовалютного рынка из-за его доминирующего положения. Будучи первой и наиболее известной криптовалютой, Биткоин служит эталоном производительности других цифровых активов. Кроме того, поскольку рынок криптовалют продолжает развиваться, изучение движения биткоина также может дать представление о будущем направлении рынка в целом. Поэтому в рамках статьи рассматривается динамика цены Биткоина.

Несмотря на специфику криптовалют – децентрализованность – на их стоимость может влиять целый ряд макроэкономических событий и показателей, таких как глобальные экономические кризисы, денежно-кредитная политика, торговая политика и геополитическая напряженность.

В 2013–2017 годы цена перспектива Биткоина была малообещающей, однако, в 2018 и 2021–2022 годы цена на актив устанавливала и обновляла исторические максимумы. Особенно активное движение на рынке наблюдалось в 2021–2022 годы.

Одним из стимулирующих рост цены на криптоактив ма-

кроэкономических событий являлся глобальный экономический кризис, вызванный пандемией COVID-19. Первоначально рынок криптовалют, включая Биткоин, показал резкое снижение цен в марте 2020 года, поскольку инвесторы стремились ликвидировать свои активы в условиях неопределенности и сильной волатильности. Однако, в отличие от традиционных финансовых рынков, криптовалютный рынок продемонстрировал устойчивость и оправился от первоначального спада. Кризис, вызванный пандемией COVID-19, согласно мнениям аналитиков, послужил катализатором возросшего интереса к криптовалютам и их внедрения. Начиная с даты объявления ВОЗ статуса пандемии 11 марта 2020 года, цена увеличилась с 7910 долларов США до 63 258 долларов США к 16 апреля 2021 года. Отчасти это связано с тем фактом, что во время пандемии общественность обратила внимание на некоторые недостатки и ограничения традиционных финансовых систем и вызвала у людей больший интерес к альтернативным формам денег и инвестициям. Биткоин начали использовать в качестве альтернативного инструмента для

инвестиций, средства сбережения для защиты от инфляции, а также в данном периоде началось более широкое внедрение и использование криптовалют, поскольку люди стали более комфортно обращаться с цифровыми активами и онлайн-транзакциями.

При этом, данные графика частоты распределения цены Биткоина свидетельствуют об отсутствии нормального распределения (рис. 2).

Цена на криптоактив большую часть времени находилась на уровне от 0 до 10 тыс. долларов США, а активный рост был выявлен лишь в последние годы. Иными словами, большую часть времени монета находилась в стадии накопления, а активный рост начался лишь на 12 год после существования криптовалюты (в 2021 году).

В то время как влияние пандемии COVID-19 ослабевает, новый конфликт между Россией и Украиной, датированный 24 февраля 2022 года, является новой геополитической угрозой для мировой экономики и торговли. Поскольку Россия и Украина добывают 12 % мировой нефти и 17 % природного газа, перебои, вызванные конфликтом между странами, привели к хаосу во многих секторах экономики,

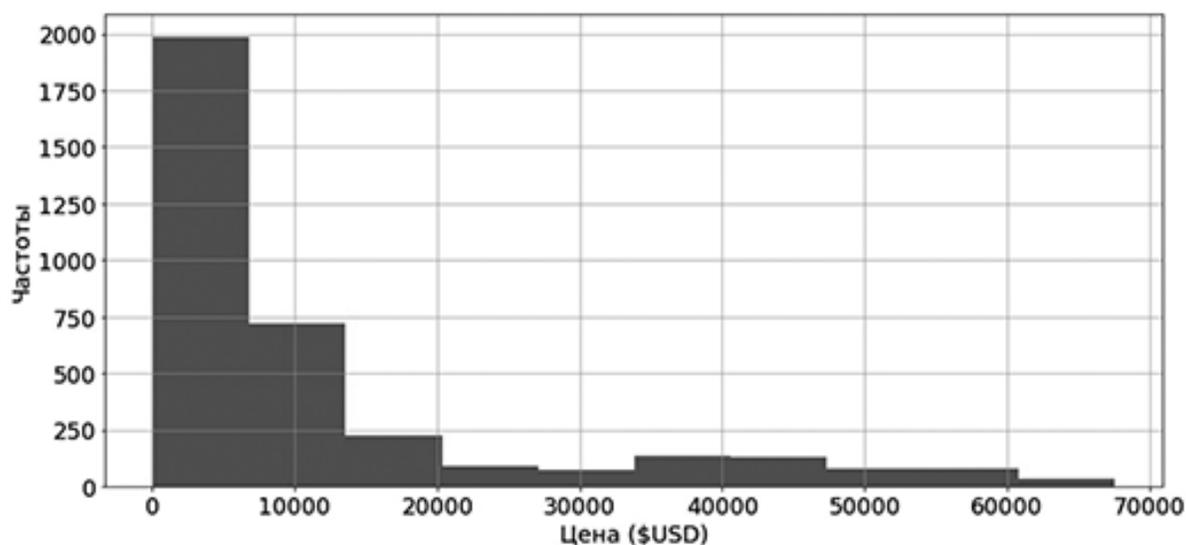


Рис. 2. График частоты распределения цены Биткоина

Fig. 2. Graph of the frequency of Bitcoin price distribution

вызванному резким ростом цен на нефть, что создало неопределенность на финансовых рынках [10] и оказали негативное влияние на мировые фондовые рынки [3]. После начала военной операции на территории Украины, США, ЕС и ряд других стран ввели санкции в отношении российских международных переводов и финансовых транзакций, что тяжелым бременем легло на финансовую систему страны [8]. В попытке обойти такие санкции транзакции на централизованной бирже Биткоинов в российских рублях выросли до очень высоких уровней, достигнув нового исторического максимума по тикеру BTC/RUB. Аналогичная ситуация наблюдается в Биткойн-транзакциях в Украине при обмене гривен. Сложившаяся ситуация подтверждает аргумент Sparkes [7] о том, что криптовалютные рынки привлекли больше внимания как стратегическая альтернатива каналу глобальной торговли и платежей, что также подтверждает точку зрения о том, что криптовалюта может быть использована в качестве средства сбережения для смягчения финансовых потерь во время рыночных потрясений.

Основным показателем, который позволяет оценить движения на криптовалютном рынке, является показатель ликвидности. Однако, измерение ликвидности на данном рынке, в виду его специфики, является довольно сложной задачей, так как криптовалютный рынок по-прежнему является площадкой для проведения незаконных транзакций, ransomware атаками, взятками, уклонением от уплаты налогов и иными видами мошенничества. Поэтому в ходе предварительного изучения параметров, которые измеряют ликвидность на рынках криптовалют, были выбраны два наиболее подходящих по мнению авторов.

Первый показатель, разработанный учеными Abdi и Ranaldo в 2017 году [2], носит название AR, представляет собой оценку бид и аск спреда на основе натурального логарифма максимальной, минимальной и цены закрытия цены для каждого подинтервала i (интервал 1 час). Середина между наибольшей и наименьшей ценой на каждом подинтервале i определяется как среднее арифметическое между ними. Используя данные о наибольшей и наименьшей цене для часового подинтервала i и $(i + 1)$, оценка AR определяется как:

$$AR_t = \sqrt{\max\left\{4 \cdot \left(\overline{c_i - p_i}\right) \left(\overline{c_i - p_{i+1}}\right), 0\right\}} \quad (1)$$

где c_i – цена закрытия. Таким образом, AR_t (где t обозначает дневной торговый день) – это дневной показатель ликвидности, являющийся невзвешенным средним часовых подинтервалов, рассчитанных в течение дня t .

Другой показатель ликвидности – CS – была выведен учеными Corwin и Scultz в 2012 году [4]. Показатель базируется на наибольших значениях цены в периоды i и $(i + 1)$, обозначаемые H_i и H_{i+1} соответственно, и наименьших значений цены L_i и L_{i+1} в аналогичные подинтервалы. Показатель CS -ликвидности представлен формулой (2).

$$CS_{i,i+1} = \frac{2(e^a - 1)}{(1 + e^a)} \quad (2)$$

При этом,

$$a = \frac{\sqrt{2\infty} - \sqrt{\infty}}{3 - 2\sqrt{2\infty}} - \frac{\beta}{3 - 2\sqrt{2\beta}}$$

$$\infty = \left[\ln\left(\frac{H_i}{L_i}\right) \right]^2 + \left[\ln\left(\frac{H_{i+1}}{L_{i+1}}\right) \right]^2,$$

$$\beta = \left[\ln\left(\frac{H_{i,i+1}}{L_{i,i+1}}\right) \right]^2.$$

Аналогично показателю AR, CS_t – это дневной показатель

ликвидности, являющийся невзвешенным средним часовых подинтервалов, рассчитанных в течение дня t .

Показатели ликвидности были рассчитаны для определенного количества дней до и после даты начала конфликта между Россией и Украиной с целью того, чтобы выявить реакцию цены до начала конфликта и возможные предпосылки к серьезным сдвигам на рынке в предстоящие дни (табл. 1).

Полученные результаты свидетельствуют о значительных изменениях ликвидности Биткоина в анализируемом временном промежутке, который составлял 20 дней до 24 февраля 2022 года и 20 дней после. В интервале $(-1, +1)$ оба показателя ликвидности оставались высокими, то есть, ликвидность криптовалюты увеличилась в течение первых двух дней. При этом, ликвидность Биткоина снижалась с момента $(-2, +2)$. Расчет показателей ликвидности позволил выявить положительное влияние российско-украинского конфликта на ликвидность Биткоина, однако, полученные результаты свидетельствуют о том, что влияние российско-украинского конфликта на ликвидность носит временный характер, так как показатели ликвидности со второго дня после конфликта нормализуются и снижаются.

Также отметим, что за период с 23 февраля 2022 года цена увеличилась с 38 285 долл. США до 47 062,15 долларов США 31 марта 2022 года, за чем последовало серьезное снижение цены вплоть до июля, когда было зафиксировано значение цены Биткоина, равное 19 274 долларов США. Данный конфликт определенно являлся отправной точкой для начала мирового кризиса, о чем свидетельствуют данные фондовых индексов стран мира, криптовалютный ры-

Таблица 1 (Table 1)

Изменение ликвидности ежедневной цены Биткоина в период конфликта России и Украины
Change in the liquidity of the daily Bitcoin price during the conflict between Russia and Ukraine

Дни до и после события	AR-ликвидность	CS-ликвидность
0	2,4087	2,2818
(-1, +1)	2,3648	2,0128
(-2, +2)	1,0261	0,8784
(-3, +3)	1,1591	0,8775
Ликвидность цены Биткоина до конфликта		
(-20,0)	1,7177	1,4356
(-10,0)	1,7735	1,3289
(-5,0)	1,5991	1,1464
(-4,0)	1,4877	1,083
Ликвидность цены Биткоина после конфликта		
(0, +4)	0,9117	0,7627
(0, +5)	0,8539	0,7851
(0, +10)	0,672	0,719
(0, +20)	0,5957	0,6372

нок в этот раз также не стал исключением. Несмотря на то, что показатели ликвидности указали на временный характер вызванных текущими условиями событий, до текущего момента мировые финансовые рынки продолжают восстанавливаться от потрясений. И немаловажным как для частных инвесторов, так и для государств вопросом является возможность аналогичного сценария «послековидных» времен.

Для получения ответа на поставленный вопрос были применены такие статистические методы как ARIMA и нейронные сети, которые позволяют спрогнозировать дальнейшее развитие событий. Поэтому дальнейшая часть работы посвящена поиску ответа на вопрос: «Могут ли методы статистического прогнозирования предсказать динамику движения цены Биткоина и какая ошибка прогноза будет выявлена?».

2. Описание набора данных

Набор данных для одномерного анализа временных рядов содержит данные о монете Биткоин. Набор данных описывает ежедневную историческую цену монеты с 28 апреля 2013 года до 14 января 2023 года (3549 наблюдений без пропусков в данных). Исторические данные о монете были собраны при помощи библиотеки cryptoCMD (CmcScraper) в Jupyter notebook [1].

Исходный набор данных содержит в себе данные по показателю «Цена закрытия, долл. США» – это дневная цена закрытия криптовалюты в долларах. Среднее значение цены Биткоина за рассматриваемый промежуток времени составила 11105 долларов. При этом, минимальная цена Биткоина = 68,43 долл. США, а максимальная – 67566,83 долл. США (разница составила 993 %).

Логарифмическая шкала часто используется при анализе цен, поскольку она может обеспечить лучшее визуальное представление процентных изменений цен с течением времени. Использование логарифма цены позволяет проводить более точный анализ ценовых

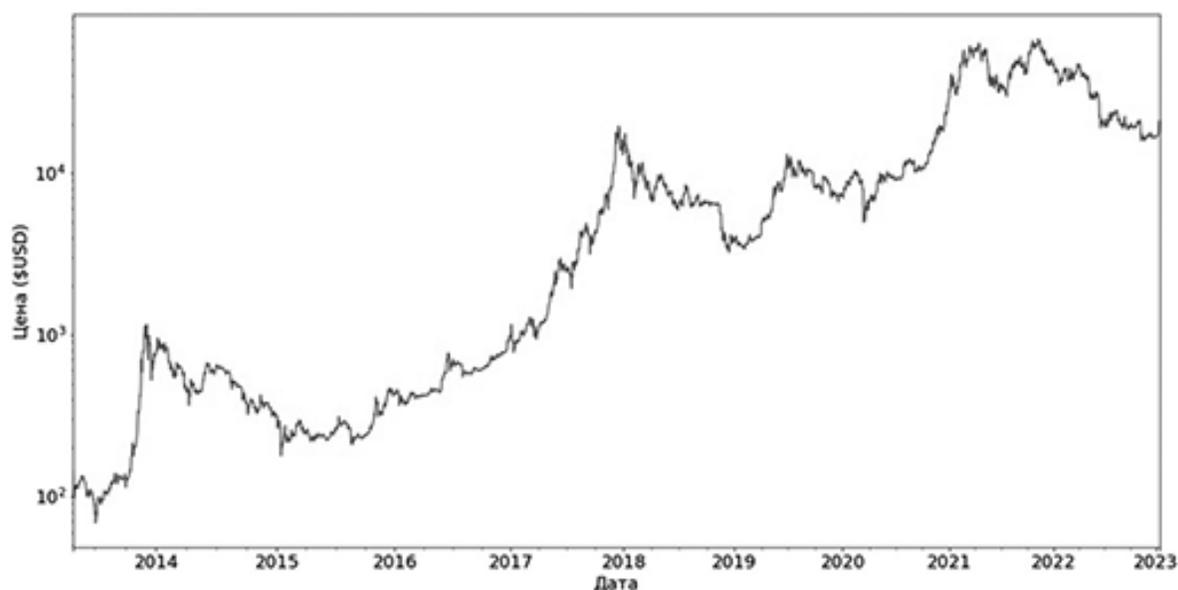


Рис. 3. Динамика цены Биткоина (логарифмическая шкала)

Fig. 3. Bitcoin price dynamics (logarithmic scale)

тенденций и закономерностей с течением времени, что особенно важно в нестабильном и быстро меняющемся мире криптовалют, где даже небольшие процентные изменения могут оказать значительное влияние на рынок.

В процессе анализа исторических данных значения прологарифмированной цены закрытия монеты Биткойн было выявлено, что в целом наблюдается возрастающий тренд с периодическими коррекциями (рис. 3). В данном случае временной ряд после логарифмического преобразования не является стационарным, поэтому потребуется дополнительное дифференцирование.

В ходе исследования был проведен ресемплинг данных на среднемесячные. Использование месячных цен закрытия для целей прогнозирования на криптовалютном рынке обеспечивают более надежное представление об общих настроениях рынка, также высокая волатильность криптоактивов, ввиду новизны и специфики рынка, затрудняет выявление основных тенденций, поэтому, использование ежемесячных цен закрытия обеспечивает более высокую точность анализа, так как уменьшает влияние шума.

3. Применение статистических методов для задач прогнозирования

3.1. Использование моделей класса ARIMA для прогнозирования цены Биткойна

Модель авторегрессионной интегрированной скользящей средней (ARIMA) - популярный метод анализа временных рядов, который широко используется в финансовом прогнозировании, включая анализ цен на Биткойн. Модель ARIMA представляет собой комбинацию компонентов авторегрессии (AR), скользящего среднего (MA) и дифференцирования (I). Компонент AR основан на идее, что текущее значение временного ряда является функцией его прошлых значений, где степень зависимости от прошлых значений определяется порядком компонента AR. Компонент MA, с другой стороны, основан на идее, что текущее значение временного ряда является функцией его прошлых ошибок прогнозирования, где степень зависимости от прошлых ошибок определяется порядком компонента MA. Компонент I представляет собой дифференцирование, которое используется для преобразования нестационарного вре-

менного ряда в стационарный временной ряд.

Модели ARIMA широко использовались в прогнозировании цен на Биткойн благодаря их способности улавливать временные зависимости и тенденции в данных. В частности, было показано, что модель ARIMA эффективна при моделировании краткосрочных колебаний и тенденций цен на Биткойн. В данной работе рассматривалась производительность модели на среднесрочных данных.

Изначально проведена сезонная декомпозиция и проверка стационарности анализируемого временного ряда (рис. 4).

Трендовый график подтверждает наличие восходящего тренда, а в настоящее время наблюдается нисходящий тренд – коррекция цены. График сезонности указывает на наличие сезонной составляющей, которая, согласно тесту Дики-Фулера равна 12 при p -значении равном 0,000531. График остатков указывает на сильный разброс остатков в 2021-2022 годы, которые сильно отдалены от нуля, что связано с движением трендовой линии цены монеты, которая в данном периоде устанавливала исторические максимумы.

При этом расширенный

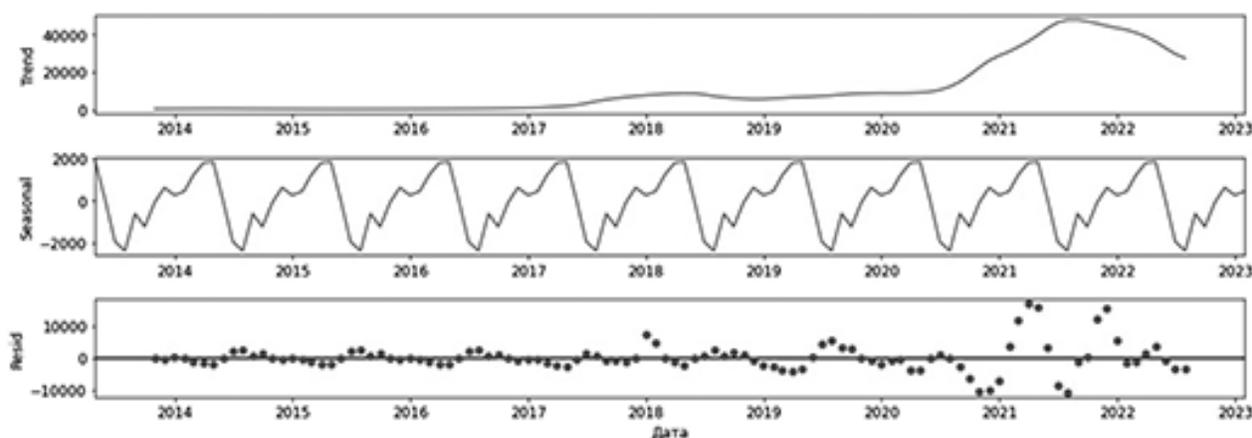


Рис. 4. Сезонная декомпозиция и проверка на стационарность (среднемесячные данные цены закрытия Биткойна)

Fig. 4. Seasonal decomposition and stationarity check (average monthly data of Bitcoin closing price)

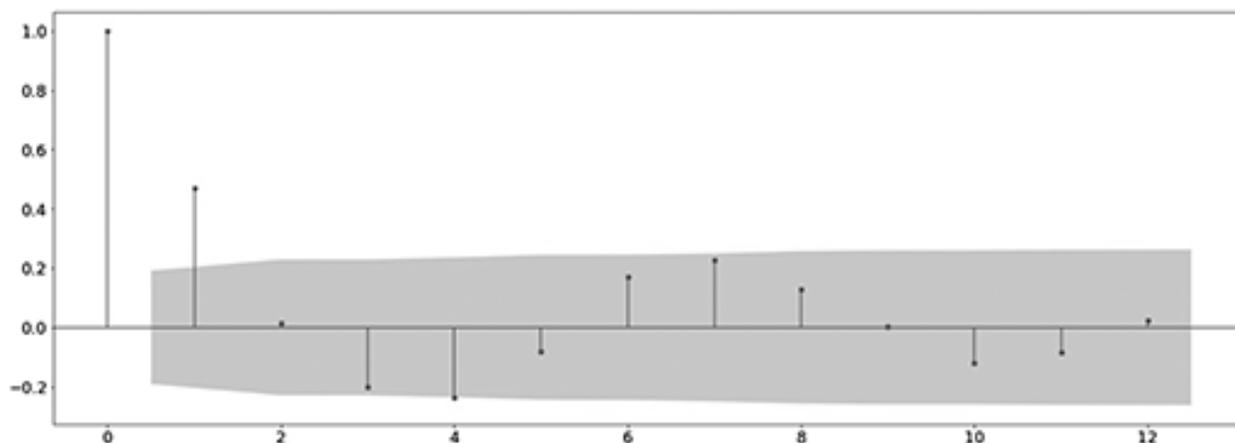


Рис. 5. График ACF и PACF для набора данных после выполнения преобразование
Fig. 5. ACF and PACF graph for the data set after performing the transformation

тест Дики-Фуллера показал, что ADF-статистика = $-1,55$, что не удовлетворяет необходимому условию: $ADF(\text{набл.}) < ADF(\text{кр.})$. Критическое значение ADF-статистики для ошибки 5%: составляет $-2,862$. Таким образом, ряд необходимо продифференцировать с целью приведения его к стационарному виду.

Учитывая вышесказанное, ряд не является стационарным и необходимо провести дифференцирование первого порядка ($d = 1$), а также выполнить преобразование Бокса-Кокса, чтобы стабилизировать дисперсию.

Исследование графиков автокорреляции (рис. 5) и част-

ной автокорреляции (рис. 6) указало на обоих графиках ACF и PACF наблюдается положительное пиковое значение в лаге 1, значит необходимо рассмотреть добавление AR члена в модель.

По графику частной автокорреляции можно наблюдать, что резкое затухание начинается после первого лага, следовательно, значение AR-члена предположительно равно 1.

Проведение расширенного теста Дики-Фуллера для преобразованного набора данных указывает на стационарность ряда, так как наблюдаемое значение ADF-статистики составляет $-7,14$, что ниже критического значения = $-2,89$,

а p -значение близко к нулю. Следовательно, ряд подходит для моделирования.

Подбор лучшей модели осуществлялся на основе критерия Акаике (AIC), который позволяет выбрать наилучшую модель среди прочих. Таким образом, наилучшей является модель ARIMA (1, 1, 0), данный вывод был сделан на основе критерия Акаике, который принимает наименьшее значение для данной модели, равное 43,12. ADF-статистика для данной модели = $-10,02$, что меньше критического значения = $-2,89$.

При подборе моделей важно проводить диагностику модели, чтобы убедиться, что

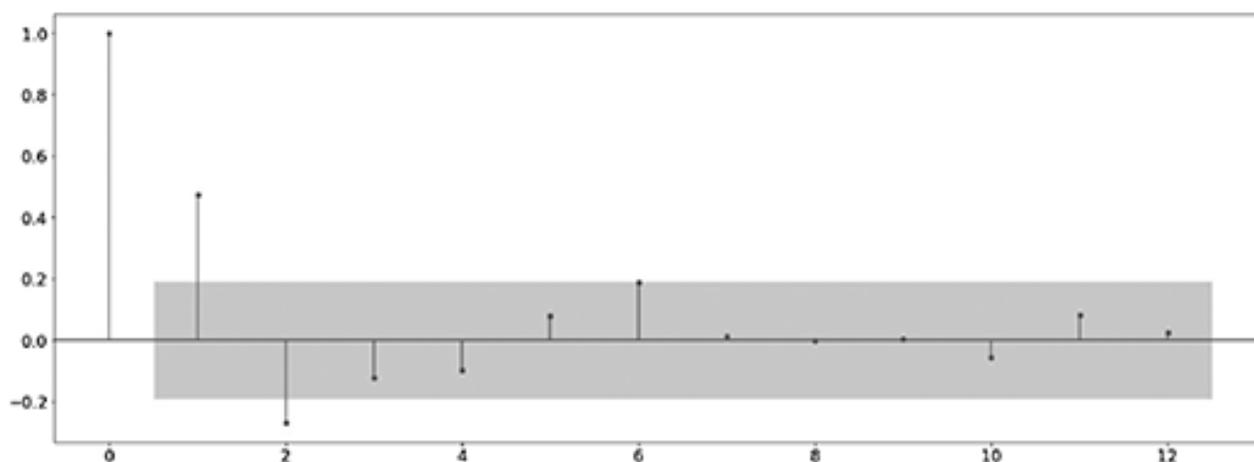


Рис. 6. График PACF для набора данных после выполнения преобразование
Fig. 6. PACF graph for the data set after performing the transformation

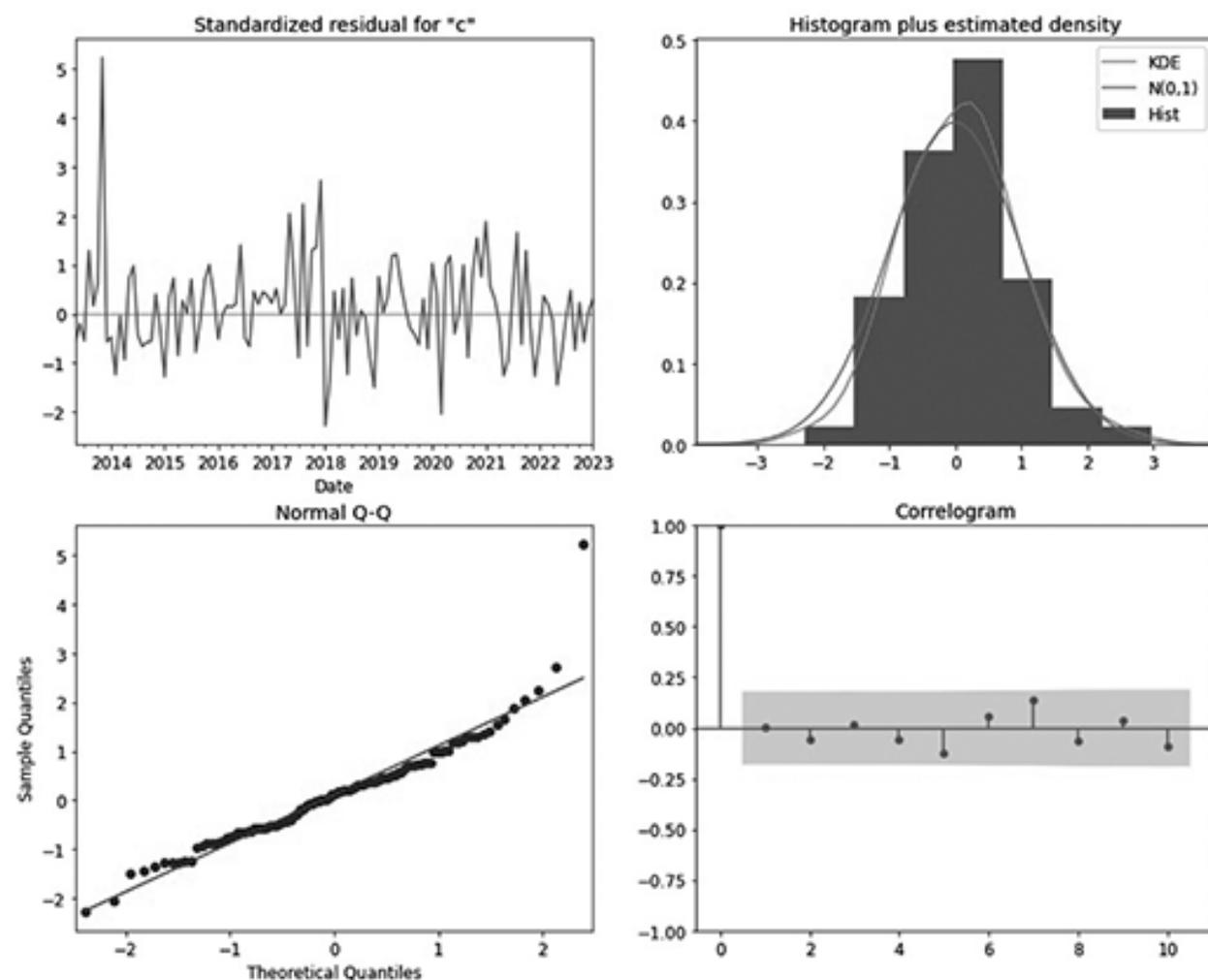


Рис. 7. Проведение диагностики модели ARIMA (1, 1, 0)

Fig. 7. Diagnostics of the ARIMA model (1, 1, 0)

ни одно из предположений, сделанных моделью, не было нарушено. Для наилучшей модели ARIMA была проведена диагностика, результаты которой представлены на рис. 7.

В данном случае была выполнена диагностика модели, и четыре построенных графика были использованы для проверки некоррелированности и нормальности остатков (рис. 14). Диагностика позволяет убедиться в том, что модель является адекватной и может быть использована для прогнозирования будущих значений. График ядерной оценки плотности (KDE) показывает, что остатки имеют нормальное распределение с нулевым средним значением, а график q-q указывает на то, что остатки следуют линейному тренду вы-

борок, взятых из стандартного распределения $N(0, 1)$. График автокорреляции показывает, что остатки не имеют высокой корреляции с запаздывающими данными и не выходят за границы доверительного интервала, что говорит об отсутствии сезонности и шумовых эффектов.

Вышесказанное позволяет использовать модель для вычисления прогнозов средней цены Биткоина на 6 месяцев вперед, то есть, до июня 2023 года. Фактическая средняя цена закрытия в декабре 2022 года составила 16 814 долл., прогнозные значения для января: 16 687 долл., февраль: 17 939 долл., март: 18 063 долл., апрель: 18 114 долл., май: 18 136 долл., июнь 2023: 18 144 долл. Прогнозные зна-

чения указывают на увеличение среднемесячной цены Биткоина к июню 2023 года до 18 144 долл. США, что на 1 329,71 доллар больше, чем в январе 2023 года. Иными словами, в ближайшие месяцы рынки постепенно будут восстанавливаться. Временная динамика прогнозных значений и значений исходного ряда представлена на рис 8.

Графически анализ показал, что прогнозируемые значения (красная линия) находятся близко к исходным (синяя линия), а тренд прогнозных значений следует тренду исходных. Оценить точность прогноза возможно при помощи среднеквадратичной ошибки (RMSE), которая для наилучшей модели ARIMA составила 3099 долларов. Данное значе-

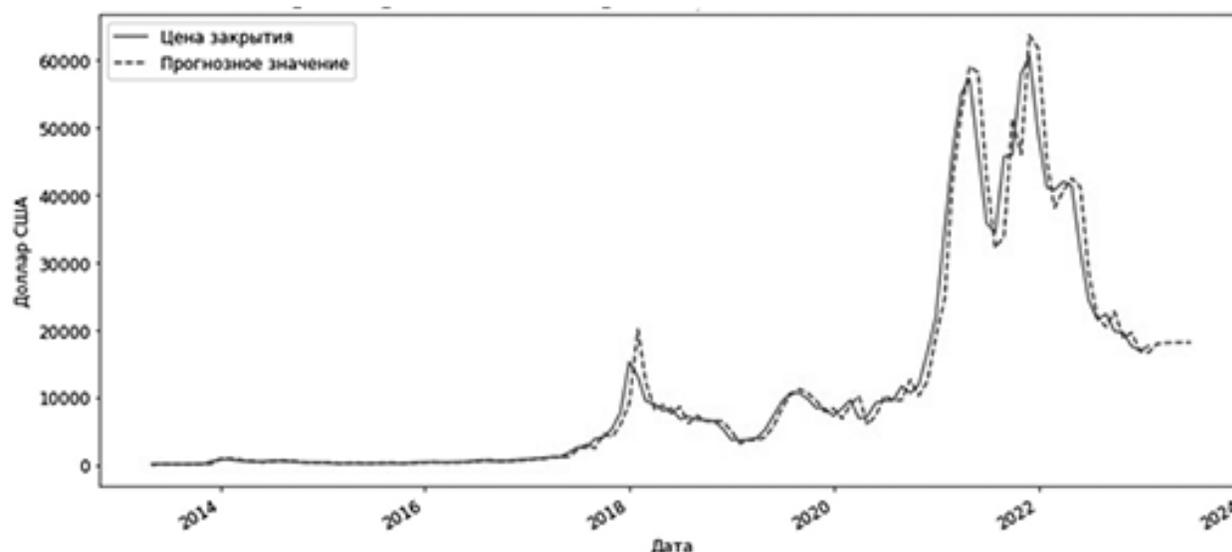


Рис. 8. Динамика исходного и прогнозного ряда среднемесячной цены Биткойна на основе модели ARIMA (1, 1, 0)
 Fig. 8. Dynamics of the initial and forecast series of the average monthly Bitcoin price based on the ARIMA model (1, 1, 0)

ние может казаться высоким, однако, учитывая специфику криптовалютного рынка — высокая волатильность, новизна рынка, а также отсутствие нормального распределения цены на временном диапазоне, значение среднеквадратичной ошибки является удовлетворительным. Также рассчитана средняя абсолютная ошибка (MAE), значение показателя в данной модели равно 15,03 %.

3.2. Использование нейронных сетей для прогнозирования цены Биткойна

Полученные прогнозные результаты моделью ARIMA хоть и являются удовлетворительными, но ошибки прогнозов достаточно велики, поэтому воспользуемся одним из более углубленных методов статистического анализа — нейронными сетями.

LSTM (Long Short-Term Memory) — это один из типов рекуррентной нейронной сети (RNN), которая предназначена для запоминания и использования долгосрочных зависимостей в последовательных данных. Модели LSTM способны запоминать долгосрочные зависимости в данных временных рядов и особенно полезны при прогнозировании данных

со сложными закономерностями и долгосрочными тенденциями.

Одним из главных преимуществ LSTM перед традиционными статистическими моделями является его способность фиксировать долгосрочные зависимости и нелинейные взаимосвязи в данных. Это особенно важно в контексте Биткойна, где на цену влияет множество факторов, многие из которых могут не иметь линейной зависимости от цены. Кроме того, модели LSTM могут обрабатывать большие объемы данных и извлекать из них паттерны поведения цены, чем и обоснован выбор данного вида нейронной сети для решения задачи прогнозирования среднемесячной цены Биткойна.

В LSTM ячейки памяти отвечают за хранение информации в течение длительных периодов времени, в то время как вентили управляют потоком информации в ячейки и из них. Элемент ввода определяет, сколько новой информации должно быть добавлено в ячейки памяти, в то время как элемент забывания решает, какая информация должна быть отброшена. Затем выходной элемент определяет, какой

объем информации из ячеек памяти следует использовать в конечном выводе.

Во время обучения сеть LSTM учится корректировать веса различных компонентов, чтобы свести к минимуму ошибку между прогнозируемым результатом и фактическим результатом. Этот процесс включает в себя передачу входных данных по сети и использование обратного распространения для обновления весов на основе ошибки. Как только сеть обучена, ее можно использовать для прогнозирования новых данных путем передачи входных данных через сеть и получения выходных данных.

Для обучения исходного набора данных выбрано соотношение обучающей и тестовой выборки, равное 80% к 20%. Обучаемая выборка включает в себя данные о цене Биткойна за период с 10 февраля 2021 года по 14 января 2023 года. Основываясь на методике моделирования нейронных сетей вида LSTM, представленной автором [5], была построена прогнозная модель (рис. 9).

График отображает высокую точность применения обученной модели на тестовой выборке. При этом RMSE =

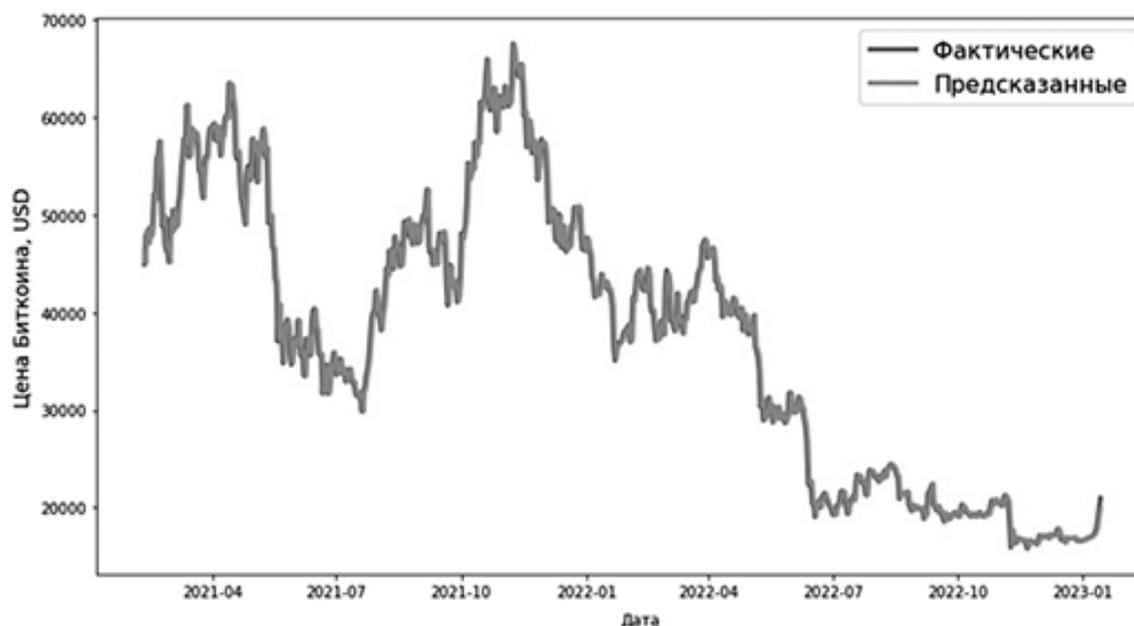


Рис. 9. Точность LSTM модели для цены Биткоина в тестовой выборке
 Fig. 9. Accuracy of the LSTM model for the Bitcoin price in the test sample

1473,76 доллара, а средняя относительная ошибка составляет 2,57%, что намного ниже ошибки, полученной наилучшей моделью ARIMA, поэтому, рекомендуется ориентироваться на значения полученные при помощи модели нейронных сетей.

Прогнозные значения, рассчитанные при помощи нейронных сетей на основании лучших моделей, показывают более позитивные значения среднемесячной цены Биткоина, нежели предсказанные значения моделями класса ARIMA, о чем свидетельствуют данные таблицы 2.

Обе модели прогнозируют рост цены на криптовалюту в первую половину 2023 года.

Однако, если ARIMA свидетельствует о том, что рост цены приостановится после апреля 2021 года, то LSTM, наоборот, прогнозирует начало активного роста после данного временного промежутка. К тому же стоит отметить, что прогнозные значения среднемесячной цены закрытия Биткоина намного выше для LSTM модели. Учитывая, что в целом данная модель показывает наиболее точные результаты, то она является эталонной. Нельзя не отметить и то, что ряд работ по прогнозированию цены Биткоина при помощи данных методов ARIMA является наиболее оптимальной моделью для краткосрочных прогнозов, а LSTM для долго-

срочных [6, 9]. Это может объяснить столь высокую разницу в прогнозируемых значениях двумя моделями.

Заключение

В ходе анализа влияния макроэкономических событий было выявлено, что криптовалюта Биткоин являлась наиболее привлекательным инвестиционным инструментом во время мирового кризиса пандемии, нежели традиционные, что вызвало всплеск цены в 2021 году. События российско-украинского конфликта также повлияли на цену актива, которая значительно сократилась за 2022 год в виду краха финансовых рынков. Однако, использование статистических методов моделирования ARIMA и нейронные сети прогнозируют рост криптовалюты Биткоин в первой половине 2023 года, а вследствие того, что данная криптовалюта по-прежнему являются двигателем всего криптовалютного рынка с капитализацией 40 % от всего рынка криптовалюты, то и весь рынок в целом постепенно будет расти. Из двух рассмотренных моделей реко-

Таблица 2 (Table 2)

Сравнение прогнозных значений среднемесячной цены Биткоина моделями ARIMA и LSTM
 Comparison of forecast values of the average monthly Bitcoin price by ARIMA and LSTM models

Месяц	ARIMA (1, 1, 0)	LSTM
Январь 2023	16 687	19 225,33
Февраль 2023	17 939	21 987,72
Март 2023	18 063	24 153,24
Апрель 2023	18 114	25 496,16
Май 2023	18 136	27 165,01
Июнь 2023	18 144	29 115,5

мендуется опираться на результаты, полученные нейронными сетями, согласно которым, цена на криптоактив вырастет в первой половине 2023 года на 10 тысяч долларов.

Растущие цены на криптовалюты могут побудить правительства рассмотреть вопрос о внедрении политики по регулированию или контролю за их использованием. Так как в Российской Федерации нормативно-правовая база регулирования криптовалюты является не полной, что лишает бюджет прежде всего налоговых доходов с регулирования криптовалюты, то предлагаются следующие меры:

1. Правительства могут принять решение регулировать использование криптовалют, чтобы снизить риски, связанные с ними. Это может включать требование к биржам регистрироваться в регулирующих органах и следовать протоколам по борьбе с отмыванием денег.

2. Введение налогов на транзакции с криптовалютами позволит создать новую статью бюджета для получения доходов, а также снизит спекулятивную активность.

3. Разработка и внедрение собственных цифровых валют, работа над которой проводится в Российской Федерации в настоящее время, позволит конкурировать с криптовалютами и сохранять контроль над денежно-кредитной политикой. К тому же, создание собственной цифровой валюты позволит заменить SWIFT платежи, ограничения по которым в отношении России существуют в настоящее время.

4. Растущий интерес общественности к криптовалюте может побудить к повышению образованности и осведомленности в данной сфере, так как анонимность криптовалют делает ее уязвимой к различного рода мошенническим операциям. Инвестирование

в просвещение общественности о рисках и преимуществах криптовалют может способствовать ответственному использованию.

5. Особо важным пунктом государственных мер регулирования криптовалюты является предотвращение преступной деятельности. Так как все транзакции записываются в блокчейн и данные из него невозможно удалить частично, то данный инструмент может использоваться для предотвращения преступной деятельности, такой как незаконные обращения с деньгами, финансирование терроризма и уклонение от уплаты налогов.

Появление криптовалюты как нового цифрового актива в современном обществе открывает широкий спектр возможностей для ее применения. Следовательно, на данном этапе крайне важно создать соответствующую нормативную базу, регулирующую их обращение.

Литература

1. Веб-скрейпинг CryptoCMD [Электрон. ресурс]. 2023. Режим доступа: <https://github.com/guptarohit/cryptoCMD>.
2. Abdi F. and Ranaldo A. A simple estimation of bid-ask spreads from daily close, high, and low prices // *Review of Financial Studies*. 2017. Т. 30. № 12. С. 4437–4480. DOI: 10.1093/rfs/hhx084.
3. Boubaker S., Goodell J.W., Pandey D.K. and Kumari V. Heterogeneous impacts of wars on global equity markets: evidence from the invasion of Ukraine // *Finance Research Letters*. 2022. Т. 48. 102934. DOI: 10.1016/j.frl.2022.102934.
4. Corwin S.A. and Scultz P. A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices // *The Journal of Finance*. 2012. Т. 67. № 2. С. 719–760. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2012.01729.x.
5. Cryptocurrency Price Prediction [Электрон. ресурс]. 2023. Режим доступа: <https://github.com/abhinavsagar/cryptocurrency-price-prediction>.
6. Latif Navmeen., Selvam Joseph Durai., Kapse Manohar., Sharma Vinod and Mahajan Vaishali. Comparative Performance of LSTM and ARIMA for the Short-Term Prediction of Bitcoin

Prices // *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*. 2023. № 17(1). С. 256–276. DOI:10.14453/aabfj.v17i1.15.

7. Sparkes M. Will bitcoin help or hinder Ukraine? // *New Scientist*. 2022. Т. 253. № 3377. С. 8. DOI: 10.1016/S0262-4079(22)00409-2.

8. The Ruble, the Russian national currency, lost more than 30 % of its value against the dollar [Электрон. ресурс]. 2023. Режим доступа: www.cnn.com/2022/02/28.

9. Toai T.K., Senkerik R., Zelinka I., Ulrich A., Hanh V.T.X., Huan V.M. ARIMA for Short-Term and LSTM for Long-Term in Daily Bitcoin Price Prediction. In: Rutkowski, L., Scherer, R., Korytkowski, M., Pedrycz, W., Tadeusiewicz, R., Zurada, J.M. (eds) *Artificial Intelligence and Soft Computing*. ICAISC 2022. Lecture Notes in Computer Science. 2023. Т. 13588. Springer, Cham. DOI: 10.1007/978-3-031-23492-7_12.

10. Wiseman P. and Mchugh D. Economic dangers from Russia's invasion ripple across the globe [Электрон. ресурс]. 2022. Режим доступа: <https://abcnews.go.com/US/wireStory/economic-dangers-russias-invasion-ripple-globe-83197306>.

References

1. Veb-skreyping CryptoCMD = Web scraping CryptoCMD [Internet]. 2023. Available from: <https://github.com/guptarohit/cryptoCMD>.
2. Abdi F. and Ranaldo A. A simple estimation of bid-ask spreads from daily close, high, and low prices. *Review of Financial Studies*. 2017; 30; 12: 4437–4480. DOI: 10.1093/rfs/hhx084.
3. Boubaker S., Goodell J.W., Pandey D.K. and Kumari V. Heterogeneous impacts of wars on global equity markets: evidence from the invasion of Ukraine. *Finance Research Letters*. 2022; 48: 102934. DOI: 10.1016/j.frl.2022.102934.
4. Corwin S.A. and Scultz P. A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *The Journal of Finance*. 2012; 67; 2: 719–760. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2012.01729.x.
5. Cryptocurrency Price Prediction [Internet]. 2023. Available from: <https://github.com/abhina-vsagar/cryptocurrency-price-prediction>.
6. Latif Navmeen., Selvam Joseph Durai., Kapse Manohar., Sharma Vinod and Mahajan Vaishali. Comparative Performance of LSTM and ARIMA for the Short-Term Prediction of Bitcoin Prices. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*. 2023; 17(1): 256–276. DOI:10.14453/aab-fj.v17i1.15.
7. Sparkes M. Will bitcoin help or hinder Ukraine? *New Scientist*. 2022; 253; 3377: 8. DOI: 10.1016/S0262-4079(22)00409-2.
8. The Ruble, the Russian national currency, lost more than 30 % of its value against the dollar [Internet]. 2023. Available from: www.cnb.com/2022/02/28.
9. Toai T.K., Senkerik R., Zelinka I., Ulrich A., Hanh V.T.X., Huan V.M. ARIMA for Short-Term and LSTM for Long-Term in Daily Bitcoin Price Prediction. In: Rutkowski, L., Scherer, R., Korytkowski, M., Pedrycz, W., Tadeusiewicz, R., Zurada, J.M. (eds) *Artificial Intelligence and Soft Computing. ICAISC 2022. Lecture Notes in Computer Science*. 2023: 13588. Springer, Cham. DOI: 10.1007/978-3-031-23492-7_12.
10. Wiseman P. and Mchugh D. Economic dangers from Russia's invasion ripple across the globe [Internet]. 2022. Available from: <https://abcnews.go.com/US/wireStory/economic-dangers-russias-invasion-ripple-globe-83197306>.

Сведения об авторах

Людмила Петровна Бакуменко

Д.э.н., профессор

*Марийский государственный университет,
Йошкар-Ола, Россия*

Эл. почта: lpbakum@mail.ru

Надежда Сергеевна Васильева

*Марийский государственный университет,
Йошкар-Ола, Россия*

Эл. почта: klek.ek@mail.ru

Information about the authors

Lyudmila P. Bakumenko

Dr. Sci. (Economics), Professor

*Volga State Technological University,
Yoshkar-Ola city, Russia*

E-mail: lpbakum@mail.ru

Nadezhda S. Vasilyeva

*Volga State Technological University,
Yoshkar-Ola city, Russia*

E-mail: klek.ek@mail.ru