

Российская академия народного хозяйства
и государственной службы при Президенте РФ
и Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Οικονομία • Πολιτικά

ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ • ΠΟΛΙΤΙΚΑ

Том 15 № 3 ИЮНЬ
2020

ISSN 1994-5124

Журнал входит в перечень рецензируемых научных изданий ВАК по специальностям
08.00.00 — Экономические науки
12.00.00 — Юридические науки

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 15 № 3 июнь 2020

Главный редактор

Владимир МАУ, д. э. н., PhD (Econ.), профессор, ректор, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РАНХиГС) (Москва, Россия)

Редакционная коллегия

Абел АГАНБЕГЯН, д. э. н., профессор, академик РАН, заведующий кафедрой экономической теории и политики, РАНХиГС (Москва, Россия)
Валерий АНАШВИЛИ, заместитель главного редактора, директор Центра современной философии и социальных наук философского факультета, МГУ им. М. В. Ломоносова (Москва, Россия)
Игорь БАРЦИЦ, д. ю. н., профессор, директор Института государственной службы и управления, РАНХиГС (Москва, Россия)
Марек ДОМБРОВСКИЙ, PhD (Econ.), профессор, Центр социально-экономических исследований (Варшава, Польша)
Сергей ДРОБЫШЕВСКИЙ, д. э. н., доцент, директор по научной работе, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)
Лоуренс КОТЛИКОФФ, PhD (Econ.), профессор экономики, Бостонский университет (Бостон, США)
Энн КРЮГЕР, PhD (Econ.), профессор Школы международных исследований им. Пола Нитце, Университет Дж. Хопкинса (Вашингтон, США)
Юрий КУЗНЕЦОВ, к. э. н., ведущий научный сотрудник, Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ; заместитель главного редактора (Москва, Россия)
Александр РАДЫГИН, д. э. н., профессор, декан экономического факультета, РАНХиГС (Москва, Россия)
Джеффри САКС, PhD (Econ.), профессор, директор Института Земли, Колумбийский университет (Нью-Йорк, США)
Сергей СИНЕЛЬНИКОВ-МУРЫЛЕВ, д. э. н., профессор, ректор Всероссийской академии внешней торговли, Министерство экономического развития Российской Федерации; проректор, РАНХиГС; заместитель главного редактора (Москва, Россия)
Юрий ТИХОМИРОВ, д. ю. н., профессор, главный научный сотрудник Центра публично-правовых исследований, Институт законодательства и сравнительного правоведения при Правительстве Российской Федерации (Москва, Россия)
Дэниэл ТРЕЙЗМАН, PhD (Gov.), профессор, факультет политических наук, Калифорнийский университет (Лос-Анджелес, США)
Павел ТРУНИН, д. э. н., директор Центра изучения проблем центральных банков, РАНХиГС; руководитель научного направления «Макроэкономика и финансы», Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)
Ксения ЮДАЕВА, PhD (Econ.), первый заместитель председателя, член Совета директоров, Центральный банк Российской Федерации (Москва, Россия)

**Российская академия народного хозяйства
и государственной службы при Президенте Российской Федерации
и Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара**

Окономика • Политика

OIKONOMIA • POLITIKA

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ

Франсуа БУРГИНЬОН, PhD (Econ.), профессор, Парижская школа экономики
(Париж, Франция)

Андрей ВОЛКОВ, д. э. н., профессор, Московская школа управления «Сколково»
(Москва, Россия)

Евгений ГАВРИЛЕНКОВ, д. э. н., профессор, НИУ «Высшая школа экономики»
(Москва, Россия)

Алан ГЕЛЬБ, PhD (Econ.), старший научный сотрудник, Центр глобального развития
(Вашингтон, США)

Герман ГРЕФ, к. э. н., президент, председатель правления, Сберегательный банк
Российской Федерации (Москва, Россия)

Владимир ДРЕБЕНЦОВ, к. э. н., главный экономист, вице-президент по внешним связям,
группа ВР по России и СНГ (Москва, Россия)

Александр ДЫНКИН, д. э. н., профессор, академик РАН, директор Института мировой
экономики и международных отношений, РАН (Москва, Россия)

Леонид ЕВЕНКО, д. э. н., профессор, научный руководитель Высшей школы
международного бизнеса, РАНХиГС (Москва, Россия)

Александр ЖУКОВ, к. э. н., первый заместитель председателя, Государственная дума
Федерального собрания Российской Федерации (Москва, Россия)

Михаил ЗАДОРНОВ, к. э. н., председатель правления, ФК «Открытие» (Москва, Россия)

Сергей КАРАГАНОВ, д. э. н., профессор, декан факультета мировой экономики
и мировой политики, НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

Михаил КОПЕЙКИН, д. э. н., профессор, член правления, заместитель председателя,
Государственная корпорация «Банк развития и внешнеэкономической деятельности
(Внешэкономбанк)» (Москва, Россия)

Алексей КУДРИН, д. э. н., председатель Счетной палаты Российской Федерации
(Москва, Россия)

Джон ЛИТВАК, PhD (Econ.), ведущий экономист Всемирного банка в Китае,
Всемирный банк (Вашингтон, США)

Елена ЛОБАНОВА, д. э. н., профессор, декан Высшей школы финансов и менеджмента,
РАНХиГС (Москва, Россия)

Аугусто ЛОПЕС-КЛАРОС, PhD (Econ.), директор офиса по глобальным индикаторам
и аналитике, Всемирный банк (Вашингтон, США)

Прадип МИТРА, PhD (Econ.), консультант в офисе главного экономиста, Всемирный банк
(Вашингтон, США)

Сергей МЯСОЕДОВ, д. соц. н., профессор, директор Института бизнеса и делового
администрирования, проректор, РАНХиГС (Москва, Россия)

Вадим НОВИКОВ, старший научный сотрудник, РАНХиГС (Москва, Россия)

Рустем НУРЕЕВ, д. э. н., профессор департамента прикладной экономики факультета
экономических наук, НИУ «Высшая школа экономики»; руководитель департамента
экономической теории, Финансовый университет при Правительстве Российской
Федерации (Москва, Россия)

Александр РОМАНОВ, д. м. н., профессор, член-корреспондент Российской академии
медицинских наук, главный врач ФГУ «Центр реабилитации», Управление делами
Президента Российской Федерации (Москва, Россия)

Сергей СТЕПАШИН, д. ю. н., профессор (Москва, Россия)

Андрей ШАСТИТКО, д. э. н., профессор, директор Центра исследований конкуренции
и экономического регулирования, РАНХиГС; заместитель декана по научной работе,
заведующий кафедрой конкурентной и промышленной политики экономического
факультета, МГУ им. М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

Сергей ШАТАЛОВ, д. э. н., действительный государственный советник Российской
Федерации 1-го класса (Москва, Россия)

Игорь ШУВАЛОВ, к. ю. н., председатель, Государственная корпорация «Банк развития
и внешнеэкономической деятельности (Внешэкономбанк)» (Москва, Россия)

Револьд ЭНТОВ, д. э. н., профессор, академик РАН, главный научный сотрудник,
Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Евгений ЯСИН, д. э. н., профессор, научный руководитель, НИУ «Высшая школа
экономики» (Москва, Россия)

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Издатель: АНО «Редакция журнала “Экономическая политика”».

Журнал зарегистрирован в Федеральной службе по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций (РОСКОМНАДЗОР). Свидетельство ПИ № ФС77-25546.

Индекс журнала в каталоге агентства «Роспечать» — 81184.

Индекс журнала в Объединенном каталоге «Пресса России» — 45502.

Редакция журнала:

Исполнительный директор	Татьяна Куликова
Ответственный секретарь	Елена Рыбакова
Научные редакторы	Евгения Антонова Валерий Кизилов
Литературный редактор и корректор	Алена Владыкина
Технический редактор и верстальщик	Александр Зайцев
Редактор английских текстов	Алена Нечаева

Позиция авторов представленных в номере статей не всегда совпадает с позицией издателей журнала.

Перепечатка, перевод, а также размещение материалов журнала «Экономическая политика» в Интернете только при согласовании с редакцией. При использовании материалов ссылка на журнал обязательна.

Публикуемые материалы прошли процедуру рецензирования и экспертного отбора.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Publisher: ANO “Editorial Board of the Journal ‘Economic Policy’”.

The journal is registered by the Federal Service for Supervision of Communications, Information Technology, and Mass Media (ROSKOMNADZOR).
PI certificate number FS77-25546.

Editorial staff:

Executive director	TATIANA KULIKOVA
Executive secretary	ELENA RYBAKOVA
Scientific editors	EVGENIA ANTONOVA VALERY KIZILOV
Literary editor and proofreader	ALENA VLADYKINA
Layout editor and designer	ALEXANDR ZAYTSEV
English language editor	ALENA NECHAEVA

The position of the authors represented in the papers does not always coincide with the position of the publishers of the journal. Reproduction, translation, and placement of the journal “Ekonomicheskaya Politika (Economic Policy)” on the Internet is allowed only in agreement with the publisher. A reference to the journal is required.

Published materials underwent the procedure of reviewing and expert selection.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol. 15 No. 3 June 2020

Editor-in-Chief

Vladimir MAU, Dr. Sci. (Econ.), PhD (Econ.), Professor, Rector, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA)
(Moscow, Russian Federation)

Editorial Board

Abel AGANBEGYAN, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academician, RANEPA
(Moscow, Russian Federation)

Valery ANASHVILI, Deputy Editor-in-Chief, Head of the Center of Contemporary Philosophy and Social Sciences, Faculty of Philosophy, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russian Federation)

Igor BARTSITS, Dr. Sci. (Law), Professor, Director of the International Institute of Public Administration and Management, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Marek DABROWSKI, PhD (Econ.), Professor, Center for Social and Economic Research (Warsaw, Poland)

Sergey DROBYSHEVSKY, Dr. Sci. (Econ.), Assoc. Professor, Scientific Director, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)

Laurence KOTLIKOFF, PhD (Econ.), William Fairfield Warren Professor, Professor of Economics, Boston University (Boston, USA)

Anne KRUEGER, PhD (Econ.), Professor, Paul H. Nitze School of Advanced International Studies, Johns Hopkins University (Washington, USA)

Yuriy KUZNETSOV, Cand. Sci. (Econ.), Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation; Deputy Editor-in-Chief (Moscow, Russian Federation)

Alexander RADYGIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Dean of the Faculty of Economics, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Jeffrey SACHS, PhD (Econ.), Professor, Director of the Earth Institute, Columbia University (New York, USA)

Sergey SINELNIKOV-MURYLEV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Rector, Russian Foreign Trade Academy of the Ministry of Economic Development; Vice-Rector, RANEPA; Deputy Editor-in-Chief (Moscow, Russian Federation)

Yury TIHOMIROV, Dr. Sci. (Law), Professor, Chief Research Associate, Public Law Research Center, Institute of Legislation and Comparative Law under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Daniel TREISMAN, PhD (Gov.), Professor, Department of Political Science, University of California (Los Angeles, USA)

Pavel TRUNIN, Dr. Sci. (Econ.), Director of the Center for Central Banking Studies, RANEPA; Head of the Center for Macroeconomics and Finance, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)

Ksenia YUDAEVA, PhD (Econ.), First Deputy Governor, Members of the Board of Directors, Central Bank of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Οικονομία • Πολιτικά

OIKONOMIA • POLITIKA

EDITORIAL COUNCIL

François BOURGUIGNON, PhD (Econ.), Professor, Paris School of Economics (Paris, France)

Vladimir DREBENTSOV, Cand. Sci. (Econ.), Vice-President for Foreign Relations, Chief Economist for Russia and the CIS, BP Group (Moscow, Russian Federation)

Alexander DYNKIN, Dr. Sci. (Econ.), Academician, Director, Institute of World Economy and International Relations (Moscow, Russian Federation)

Revold ENTOV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academician, Principal Researcher, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)

Leonid EVENKO, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academic Advisor of the Higher School of International Business, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Eugeny GAVRILENKOV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)

Alan GELB, PhD (Econ.), Senior Fellow, Center for Global Development (Washington, USA)

Herman GREF, Cand. Sci. (Econ.), CEO, Chairman of the Executive Board, Sberbank of Russia (Moscow, Russian Federation)

Sergey KARAGANOV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Dean of the Faculty of World Economy and International Affairs, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)

Mikhail KOPEIKIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Chairman, Accounts Chamber of the Russian Federation National Research University Higher School of Economics; Deputy Chairman, State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)

Alexey KUDRIN, Dr. Sci. (Econ.), Chairman, Accounts Chamber of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

John LITWACK, PhD (Econ.), Lead Economist for China, World Bank (Washington, USA)

Elena LOBANOVA, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Dean of the Higher School of Finance and Management, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Augusto LOPEZ-CLAROS, PhD (Econ.), Professor, Director of Global Indicators and Analysis, World Bank (Washington, USA)

Pradeep MITRA, PhD (Econ.), Consultant of the Chief Economist, Europe and Central Asia Region, World Bank (Washington, USA)

Sergey MYASOEDOV, Dr. Sci. (Sociol.), Professor, Director of the Institute of Business Studies, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Vadim NOVIKOV, Senior Researcher, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Rustem NUREEV, Dr. Sci. (Econ.), Professor of Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, National Research University Higher School of Economics; Head of Department of Economic Theory, Financial University under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Alexander ROMANOV, Dr. Sci. (Med.), Professor, Corresponding Member of the Russian Academy of Medical Sciences, Federal Rehabilitation Centre, Administrative Directorate of the President of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Andrey SHASTITKO, Dr. Sci. (Econ.), Professor, RANEPA; Deputy Dean for Scientific Work, Head of Department of Competition and Industrial Policy, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russian Federation)

Sergey SHATALOV, Dr. Sci. (Econ.), Class 1 Active State Advisor of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Igor SHUVALOV, Cand. Sci. (Law), Chairman, State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)

Sergey STEPASHIN, Dr. Sci. (Law), Professor (Moscow, Russian Federation)

Andrey VOLKOV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Moscow School of Management Skolkovo (Moscow, Russian Federation)

Yevgeny YASIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academic Supervisor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)

Mikhail ZADORNOV, Cand. Sci. (Econ.), President and Chairman of the Management Board, Otkritie FC Bank (Moscow, Russian Federation)

Alexander ZHUKOV, Cand. Sci. (Econ.), Deputy Chairman of the State Duma, Federal Assembly of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

СОДЕРЖАНИЕ

Финансовые рынки

Александр АБРАМОВ, Александр РАДЫГИН, Мария ЧЕРНОВА
Детерминанты поведения частных инвесторов
на российском фондовом рынке **8**

Никита РЕДЬКИН
Оптимизация инвестиционных портфелей
с учетом восприятия денежно-кредитной политики **44**

Марина МАЛКИНА, Вячеслав ОВЧИННИКОВ
Рынок криптовалют: сверхреакция
на новости и стадные инстинкты **74**

Макроэкономика

Андрей ЗУБАРЕВ, Ольга БЕКИРОВА
Анализ факторов банковских дефолтов 2013–2019 годов **106**

Экономика государственного сектора

Zahra FARHADI
The Impact of Financial Information Comparability
on Aggressive Tax Avoidance
with Respect to the Information Environment **134**

Цифровая экономика

Ольга ИСМАГИЛОВА, Каринэ ХАДЖИ
Мировой опыт регулирования защиты,
передачи и хранения данных **152**

Экономика здравоохранения

Сергей ШИШКИН, Александр ТЕМНИЦКИЙ
Результативность введения эффективного контракта
с медицинскими работниками **176**

CONTENTS

Financial Markets

Alexander ABRAMOV, Alexander RADYGIN, Maria CHERNOVA
Determinants of Private Investors' Behavior
on Russian Stock Market **8**

Nikita REDKIN
Optimization of Investment Portfolios Taking
into Account the Behavioral Perception of Monetary Policy **44**

Marina MALKINA, Vyacheslav OVCHINNIKOV
Cryptocurrency Market: Overreaction to News
and Herd Instincts **74**

Macroeconomics

Andrey ZUBAREV, Olga BEKIROVA
Analysis of Bank Default Factors in 2013–2019 **106**

Economics of the Public Sector

Zahra FARHADI
The Impact of Financial Information Comparability
on Aggressive Tax Avoidance with Respect
to the Information Environment **134**

Digital Economy

Olga ISMAGILOVA, Karine KHADZHI
Global Experience in Regulating Data Protection,
Transfer and Storage **152**

Health Economics

Sergey SHISHKIN, Aleksandr TEMNITSKY
The Outcomes of Introducing the Effective
Contract with Medical Staff **176**

Финансовые рынки

ДЕТЕРМИНАНТЫ ПОВЕДЕНИЯ ЧАСТНЫХ ИНВЕСТОРОВ НА РОССИЙСКОМ ФОНДОВОМ РЫНКЕ

Александр АБРАМОВ, Александр РАДЫГИН, Мария ЧЕРНОВА

Александр Евгеньевич Абрамов —
кандидат экономических наук,
заведующий лабораторией анализа институтов
и финансовых рынков Института прикладных
экономических исследований, РАНХиГС
(РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: abramov-ae@ranepa.ru

Мария Игоревна Чернова —
научный сотрудник лаборатории анализа
институтов и финансовых рынков
Института прикладных экономических
исследований, РАНХиГС
(РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: chernova-mi@ranepa.ru

Александр Дмитриевич Радыгин —
доктор экономических наук, профессор,
директор Института экономики, математики
и информационных технологий, РАНХиГС
(РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82);
член совета директоров, Институт
экономической политики им. Е. Т. Гайдара
(РФ, 125009, Москва, Газетный пер., 3–5).
E-mail: arad@ranepa.ru

Аннотация

В статье исследуются особенности поведения групп частных инвесторов на примере Московской и Санкт-Петербургской бирж. Изменения в численности самой массовой группы инвесторов — зарегистрированных клиентов брокеров на Московской бирже в большей мере зависели от роста реальных доходов населения и характеристик пассивных форм доходов, таких как депозитные ставки, доходность госбумаг и дивидендная доходность акций. Активные клиенты брокеров на Московской бирже преимущественно уделяли внимание более спекулятивным факторам — размерам премии за риск по акциям, волатильности индекса Московской биржи, цен акций иностранных компаний и курса рубля. Динамика владельцев индивидуальных инвестиционных счетов зависела от факторов как пассивного, так и спекулятивного дохода. Поведение частных инвесторов на СПБ зависело от более разнообразных факторов, связанных не только с доходностью и рисками рублевых активов, но и с параметрами вложений в иностранные акции и валютным курсом. Две биржи взаимосвязаны. Рост премии по облигациям и акциям повышает ценность национального рынка по сравнению с иностранными активами. Феномен прихода массы частных инвесторов на фондовый рынок начиная с 2018 года объясняется не только поиском населением альтернатив банковским депозитам на фоне снижающихся процентных ставок, но и ростом интереса к индивидуальным сберегательным планам. Позитивным примером возможностей государства влиять на сбережения граждан с помощью мер налогового регулирования являются индивидуальные инвестиционные счета. Росту численности клиентов брокеров также способствовали применение современных инвестиционных платформ и активная политика подталкивания к использованию брокерских услуг со стороны крупнейших розничных банков. Финансовый кризис, наступивший в марте 2020 года, станет серьезным испытанием для миллионов частных инвесторов, пришедших на рынок в предшествующие два года.

Ключевые слова: российский фондовый рынок, частный инвестор, клиенты брокеров, склонность к сбережениям, Московская биржа, Санкт-Петербургская биржа, индивидуальные инвестиционные счета, политика подталкивания.

JEL: G21, G23, G24, G41, G50.

1. Современная теория о мотивах поведения частного инвестора

Мотивам поведения частных инвесторов посвящено множество исследований, в том числе междисциплинарных. Не претендуя на их системное изложение, выделим лишь наиболее актуальные, по нашему мнению, гипотезы для объяснения необычного для российского фондового рынка феномена прихода массы индивидуальных инвесторов накануне финансового кризиса 2020 года.

Одной из теорий, лежащих в основе понимания инвестиционного поведения домашних хозяйств, можно считать теорию рациональных ожиданий, в течение нескольких десятилетий сформированную Джоном Муттом [Muth, 1961], Робертом Лукасом [Lucas, 1971], Томасом Сарджентом [Sargent, 1972; 1987], Кристофером Симсом [Sims, 2006] и многими другими экономистами. Эта теория возникла в качестве альтернативы гипотезе адаптивных ожиданий, предполагавшей, что экономические агенты принимают решения преимущественно на основе анализа прошлой информации. В отличие от нее теория рациональных ожиданий утверждает, что люди не ограничиваются простым переносом прошлой информации на будущие ожидания, а учитывают, помимо этого, всю доступную им информацию. При этом если инвесторы еще и знают, как ее интерпретировать, то «усредненное мнение должно быть близким к правильному взгляду на будущее» [Bernstein, 2007. Р. 67].

Появлению теории рациональных ожиданий во многом способствовала монография Джона фон Неймана и Оскара Morgenштерна [Neumann, Morgenstern, 2007]¹, посвященная далеким от инвестиций проблемам теории игр в покер и в шахматы. Изучая оптимальные стратегии игры между двумя и несколькими участниками, авторы показали, что эти стратегии заключаются в максимизации математического ожидания так называемой функции полезности, измеряемой условными единицами. В дальнейшем идея функции полезности была перенесена на инвестиции для иллюстрации того, как разные группы инвесторов относятся к доходам и убыткам от своих вложений. Функция полезности позволила объяснить, как в условиях неопределенности выбора ведут себя разные категории инвесторов в зависимости от их склонности к риску². По этому критерию всех инвесторов стали делить на три категории: склонных к риску, не склонных и нейтральных. Самым распространенным, не склонным к риску, стал считаться

¹ На книгу 1944 года мы ссылаемся по юбилейному изданию 2007 года.

² Более подробно об этом см. в [Буренин, 2008. С. 253–266].

инвестор, который из двух активов с одинаковой доходностью предпочитает выбрать тот, который является менее рискованным. Как справедливо отмечено в [Буренин, 2008. С. 258], в финансовой теории предполагается, что большинство инвесторов не склонны к риску.

На базе теории рациональных ожиданий в 1960-х годах появилась гипотеза эффективных рынков, согласно которой всякая новая существенная информация находит полное и оперативное отражение в рыночных ценах финансовых инструментов ([Fama, 1965; 1970; Grossman, Stiglitz, 1980; Malkiel, 2003; Samuelson, 1965; Sidney, 1961] и многие другие). Теория эффективного рынка во многом послужила обоснованием преимуществ популярных сегодня стратегий пассивного инвестирования.

В задачи нашего исследования не входит изложение всех аспектов данной гипотезы. Отметим лишь, что, по нашему мнению, наличие информационно эффективного рынка само по себе выступает важной защитной функцией частных инвесторов. На информационно эффективном рынке невозможно регулярно предвидеть изменения цен активов, что во многом уравнивает шансы на получение рыночной доходности как для профессиональных, так и для начинающих инвесторов. Исследование взаимных фондов [Fama, French, 2010] показало, что в среднем индустрия взаимных фондов в США получает отрицательную доходность по сравнению с индексами фондового рынка (то есть отрицательную альфу), примерно соответствующую средним размерам вознаграждения за управление этими фондами. К похожим выводам приходили исследователи и раньше, в частности в [Cohn et al., 1975] обосновано, что инвесторы, которые получают высокие доходы от активных стратегий, после учета транзакционных издержек имеют результативность, схожую с пассивными стратегиями. Данная закономерность означает, что профессиональные управляющие фондами не отбирают избыточную доходность у других, менее подготовленных участников рынка. Сохранение такой рыночной справедливости в итоге способствует постоянному притоку новых инвесторов на рынки.

Теория эффективного рынка не отрицает возможности извлечения инвесторами преимуществ из-за обладания непубличной информацией. В модели рациональных ожиданий Сэнфорда Гроссмана и Джозефа Стиглица [Grossman, Stiglitz, 1980] приобретение дополнительной информации отдельной категорией инвесторов позволяет им получать повышенную доходность, в то время как другие инвесторы, не желающие оплачивать такие расходы, предпочитают пассивные инвестиции, приносящие среднюю по рынку доходность. В модели Альберта Кайла [Kyle, 1985] информирован-

ный инсайдер получает выгоду по сравнению с прочими трейдерами, чьи торговые стратегии следуют случайному процессу.

Важным направлением исследований поведения частных инвесторов стало изучение их склонности к рискам (risk tolerance). Подобная склонность носит индивидуальный характер и, как правило, измеряется двумя показателями: долей рискованных активов (акций) в портфеле инвесторов и долей домашних хозяйств, имеющих инвестиции в рискованные активы [Barnea et al., 2010]. Склонность к риску может измеряться на основе средних показателей по рынку или напрямую путем проведения анкетных опросов соответствующих респондентов.

Базовой моделью оценки склонности частных инвесторов к риску выступает модель Роберта Мертона [Merton, 1969], согласно которой оптимальной долей рискованных активов (ω_i) инвестора i в его портфеле признается частное от деления ожидаемой премии за риск владения рискованными активами ($E r_i^e$) на произведение коэффициента Эрроу — Пратта (Y_i) и дисперсии доходности (δ_i^2) рискованного актива. Коэффициент Эрроу — Пратта (Y_i) выступает индикатором склонности к риску частного инвестора. Его оценка на практике обычно производится на агрегированных данных о домохозяйствах и их выбранных портфелях³.

Вместе с тем оценка склонности инвесторов к риску с помощью коэффициента Эрроу — Пратта является усредненной и не учитывает различий в индивидуальных предпочтениях к риску у частных инвесторов. Ряд исследований выявляет зависимость склонности частных инвесторов к риску от их финансового благосостояния, например [Campbell, Cochrane, 1999; Danthine, Donaldson, 2015; Friend, Blume, 1975; Morin, Suarez, 1983] и др., уровня развития человеческого капитала, в частности [Bodie et al., 1992; Cocco et al., 2005] и др., возраста [Barsky et al., 1997], нестабильности доходов в домашних хозяйствах [Betermier et al., 2012; Guiso et al., 1996; Palia et al., 2009], уровня образования [Calvet et al., 2007], финансовой грамотности [Cole, Shastry, 2009], прошлого опыта инвестиций [Malmendier, Nagel, 2011], наличия собственности на недвижимость [Cocco et al., 2005], уровня расходов на товары длительного пользования [Grossman, Laroque, 1990; Postlewaite et al., 2008] и даже генных факторов [Dreber et al., 2009; Kuhnen, Chiao, 2009]. В научной литературе встречаются и более специфические переменные, влияющие на склонность к риску разных групп инвесторов, такие как гендерные особенности, размер и состав членов семьи, уровень IQ инвестора, рост человека,

³ При расчете коэффициента Эрроу — Пратта в качестве $E r_i^e$ можно, например, использовать историческую доходность акций за вычетом доходности по государственным облигациям, а в качестве ω_i — среднюю долю акций в активах домашних хозяйств по данным финансовых счетов.

его профессиональная принадлежность. При этом по мере того, как в жизни людей происходят те или иные изменения, соответствующим образом меняется и их склонность к рискам.

Теоретические исследования склонности частных лиц к рискам привели к новациям в сфере финансового регулирования: во многих странах было введено требование, чтобы предлагаемые частным инвесторам финансовые услуги и инвестиционные продукты соответствовали риск-профилю их приобретателей. Согласно регулированию MiFID II⁴ в Европейском союзе и правилам саморегулируемой организации FINRA⁵ в США при предоставлении инвестиционного совета и управлении портфелем частного инвестора финансовые посредники должны проводить тестирование его индивидуальной склонности к рискам, предлагая те продукты и услуги, которые соответствуют риск-профилю этого клиента. При этом последнее слово в принятии инвестиционного решения, как правило, остается за клиентом.

Оценки риск-профиля индивидуальных инвесторов не всегда приводят к точным результатам из-за наличия когнитивных и эмоциональных предрасположенностей (biases) людей, мешающих им понимать их собственные риски. Основываясь на исследованиях авторов теории поведенческих финансов (Вернона Смита, Даниела Канемана, Амоса Тверски, Мориса Алле, Ричарда Талера и др.), Майкл Помпьян [Pompian, 2006] систематизировал двадцать видов предрасположенностей, часть из которых являются ментальными (например, излишняя самоуверенность, склонность к стереотипам, якорение, когнитивный диссонанс, склонности к привычному и консервативному, неприятие неопределенностей, слабость самоконтроля, склонность к использованию ментальных счетов и др.), а остальные — эмоциональными (отвращение к потерям и чувству сожаления, чрезмерный оптимизм и др.).

В силу данных предрасположенностей люди не всегда точно оценивают свою склонность к рискам, что в итоге приводит к формированию индивидуальных портфелей, не соответствующих интересам таких инвесторов. На этом фоне в середине 2000-х годов возникла влиятельная ныне теория подталкивания (nudge), которая была представлена лауреатом Нобелевской премии по экономике Ричардом Талером [Thaler, Sunstein, 2008]⁶, предполагающая разумность такого построения «архитектуры выбора» со стороны государства и бизнеса, которое оказывает предсказуемое

⁴ Директива Евросоюза (2004), доработанная до MiFID II в 2014 году (European Parliament and the Council. The Markets in Financial Instruments Directive, MiFID. Directive 2004/39/EC, 21.04.2004). <https://eur-lex.europa.eu/eli/dir/2014/65/oj>.

⁵ Служба регулирования отрасли финансовых услуг (Financial Industry Regulatory Authority, FINRA).

⁶ Русский перевод книги опубликован недавно [Талер, Санстейн, 2017], далее ссылаемся на него.

влияние на поведение людей. В сфере сбережений Талер обосновал полезность таких форм воздействия на решения людей, как механизмы автоподписки на корпоративные пенсионные планы и программы «Копи больше завтра»⁷, в целях расширения круга лиц, участвующих в накопительных пенсионных планах, и повышения ставок социальных взносов. Конечно, подобные идеи внешнего воздействия на финансовые решения людей несут значительные риски оправдания недобросовестных манипуляций со стороны государства и финансовых посредников. Однако важно учитывать, что, видимо, опасаясь подобного понимания своих идей, Талер ясно обозначил ряд предпосылок практического применения политики подталкивания. Оно не должно налагать обязательства на людей, при желании человек может легко уклониться от подталкивающих предложений [Талер, Санстейн, 2017. С. 16]. Решение о подталкивании должно приниматься в условиях публичной прозрачности и действия «запрета на неправду» [Талер, Санстейн, 2017. С. 211]. Не случайно Талер резко осудил методы продаж финансовых продуктов американского банка *Wells Fargo*, который во многом использовал методы подталкивания для принятия своими клиентами невыгодных им финансовых продуктов и решений⁸.

Исследование *Global Investor Study 2019*⁹, проведенное компанией *Schroders* на данных о 25 тыс. инвесторах из 32 стран, показывает, что частные инвесторы нетерпеливы (их средний горизонт инвестирования равен 2,6 года) и очень резко меняют профиль риска в периоды турбулентности на рынке. Например, в период падения глобального индекса акций MSCI¹⁰ в 2018 году только 27% инвесторов сохранили свое предпочтение относительно риска. Другой проблемой является отсутствие должного контроля средств, переданных в доверительное управление: только 44% инвесторов знают текущую стоимость и состав своего портфеля. Также только треть инвесторов считают, что инвестирование в развивающиеся рынки прибыльно для них, а 24% утверждают, что такие рынки имеют слишком большие риски.

⁷ Автоподписка предполагает присоединение работника к корпоративному пенсионному плану по умолчанию при подписании трудового контракта. Программа «Копи больше завтра» предусматривает согласие работника на автоматическое повышение ставки социального взноса в корпоративный пенсионный план при любом последующем повышении размера его заработной платы сверх установленного уровня. Данная программа была предложена Талером для использования в корпоративных пенсионных программах.

⁸ Albrecht L., Thaler R. Nobel Prize-Winning Economist, Says Wells Fargo Is "Slimy" // The Market Watch. 2018. February 20. <https://www.marketwatch.com/story/richard-thaler-nobel-prize-winning-economist-says-wells-fargo-is-slimy-2018-02-16>.

⁹ https://www.schroders.com/en/sysglobalassets/_global-shared-blocks/gis-2019/theme-1/global_investor_study_2019_t1.pdf.

¹⁰ Morgan Stanley Capital International World Index (MSCI World Index).

Поведенческие предрасположенности могут вести к серьезным потерям в инвестициях. Например, более активные инвестиционные стратегии в ряде случаев снижают доходность в среднем по сравнению с пассивными даже до учета издержек [Barber, Odean, 2008]. Среди основных причин проигрыша активных инвесторов выделяют несимметричность информации, излишнюю самоуверенность, азарт, предпочтение «знакомых», а не эффективных компаний. Также частные инвесторы зачастую продают выросшие в цене акции и держат в портфеле потерявшие в цене — эффект диспозиции [Shefrin, Statman, 1985].

Появление онлайн-платформ и мобильных приложений для торговли активами на бирже также может вести к потерям. В [Barber, Odean, 2002] показано, что до появления онлайн-торгов инвесторы в среднем выигрывали у рыночных бенчмарков 2 п.п. в год, а после начали торговать чаще, большими объемами и проигрывать более 3 п.п. Авторы объясняют более спекулятивный характер инвестиций ростом самоуверенности частных инвесторов, которые переоценивают достаточность имеющейся у них информации и свои способности по ее оперативной и качественной обработке.

Кроме того, на инвесторов влияют различные средства массовой информации, которые освещают деятельность тех или иных компаний, мотивируя на покупку или продажу акций в зависимости от тона текущих новостей [Barber, Odean, 2013]. Например, одним из основных двигателей роста количества счетов, в том числе и индивидуальных инвестиционных счетов (ИИС), в России признается пиар-кампания ведущих брокеров и банковских организаций (которые имеют аффилированные брокерские организации), а также создание упрощенного интерфейса для сайтов и мобильных приложений, позволяющих осуществлять торговлю¹¹.

Представителем теории поведенческих финансов Мэрилином Барнуоллом [Barnewall, 1987] были выдвинуты понятия пассивного и активного инвесторов, используемые далее в эмпирической части исследования. Под пассивными инвесторами он понимал тех, кто в большей мере ищет безопасности на рынке и имеет низкую склонность к риску. Активными инвесторами Барнуолл называл индивидов, которые стремятся нарастить свое благосостояние, для чего они готовы рисковать собственным капиталом, обладая более высоким уровнем толерантности к рискам.

Согласно пояснениям в [Guiso, Sodini, 2012], модель Мертона, определяющая оптимальную долю рискованных активов в порт-

¹¹ Обзор ключевых показателей профессиональных участников рынка ценных бумаг за III квартал 2019 года. Информационно-аналитический материал, подготовленный департаментом исследований и прогнозирования Банка России. 2019. http://cbr.ru/Collection/Collection/File/25502/review_secur_19Q3.pdf.

феле частного инвестора, упомянутая нами ранее, исходит из предположения, что в той или иной мере рискованные активы приобретают все инвесторы. Однако на практике домашние хозяйства далеко не всегда инвестируют в ценные бумаги. Этот парадокс авторы [Haliassos, Bertaut, 1995] назвали «загадкой участия». В [Vissing-Jorgensen, 2003] указано, что серьезным препятствием для приобретения ценных бумаг населением являются высокие транзакционные издержки на получение информации об этих бумагах и их эмитентах. На основе исследования долгосрочной статистики доходности и рисков инвестиционных активов в развитых странах авторы [Dimson et al., 2002] пришли к выводу, что приобретение акций населением может быть ограничено из-за высокой волатильности их доходности и низких значений коэффициента Шарпа в сравнении с альтернативными объектами инвестирования. Наконец, в исследовании [Guiso et al., 2008] показано, что низкий уровень участия населения на фондовом рынке может быть вызван отсутствием доверия к рыночным институтам, в том числе к правилам финансового регулирования и надзора.

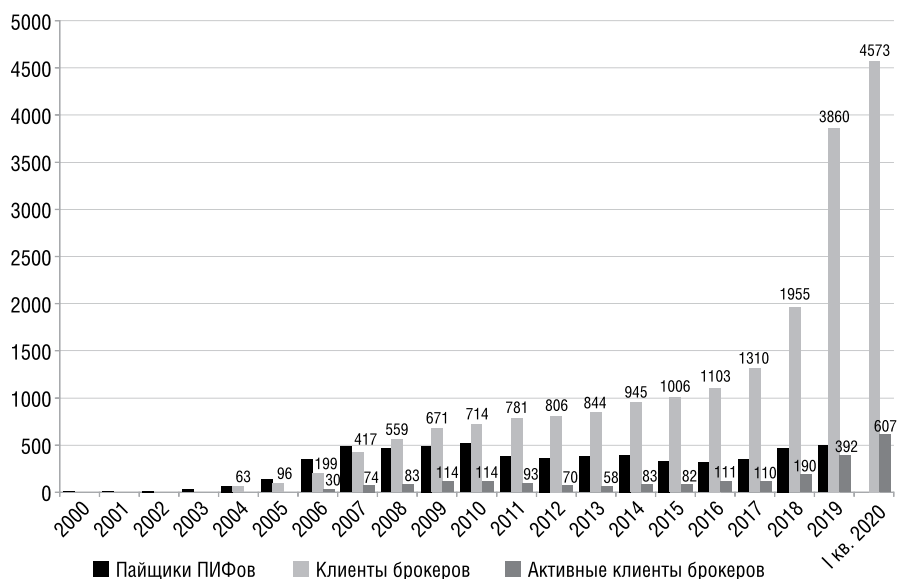
Ряд экономистов искали ответы «загадки участия» в тех или иных событиях в истории разных стран. В монографии об истории американского фондового рынка Питер Бернштейн [Bernstein, 2005] связал приход массового инвестора на этот рынок в значительной мере с ростом доходов населения в 1950–1960-х годах, появлением финансовых инноваций, а также применением знаний, накопленных финансовой наукой. В [Абрамов, 2014] описана подробная история изменений в законодательстве, финансовых технологиях и стандартах профессиональной деятельности, которые привели в 1980-х годах к приходу массы частных инвесторов на фондовый рынок и в коллективные инвестиции в США и Европе. Подробный анализ финансовых реформ, ориентированных на интересы внутренних частных инвесторов разных стран, содержится в [Финансовые стратегии модернизации..., 2014].

В настоящей статье анализируется феномен прихода частных инвесторов на российский фондовый рынок в 2018–2019 годах. Ее особенностью является попытка объяснить этот феномен с учетом факторов, характеризующих доходность и риски разных финансовых инструментов, волатильность доходов инвесторов, а также отдельные макроэкономические показатели. По ряду исторических причин текущий внутренний биржевой рынок в России с точки зрения возможностей частного инвестора оказался разделен между сегментами рынка акций российских и иностранных компаний. Это позволяет лучше понять различия в поведении инвесторов, ориентированных на вложения в ценные бумаги внутренних и внешних компаний.

2. Роль частных инвесторов на внутреннем рынке

Главным позитивным событием на внутреннем фондовом рынке за последние два года стал приход на биржевой рынок рекордного количества частных инвесторов. В 2018–2019 годах численность зарегистрированных на Московской бирже уникальных брокерских счетов физических лиц выросла почти в три раза, с 1,3 млн в 2017 году до 3,9 млн в 2019-м (рис. 1). Всего за три первых месяца 2020 года данный показатель вырос еще на 18,5%, до 4,6 млн счетов. Для сравнения: за предшествующие два года количество зарегистрированных на бирже брокерских счетов выросло лишь на 30,2% — с 1,0 млн в 2015-м до 1,3 млн в 2017 году.

Еще более впечатляющим был рост так называемых брокерских счетов активных клиентов¹². В течение 2018–2019 годов их число выросло в 3,6 раза — с 110 тыс. до 392 тыс., в январе-марте 2020-го — еще на 54,8%, до 607 тыс. За предшествующие два года (2016–2017) количество счетов активных клиентов на бирже увеличилось всего на 34,1%.

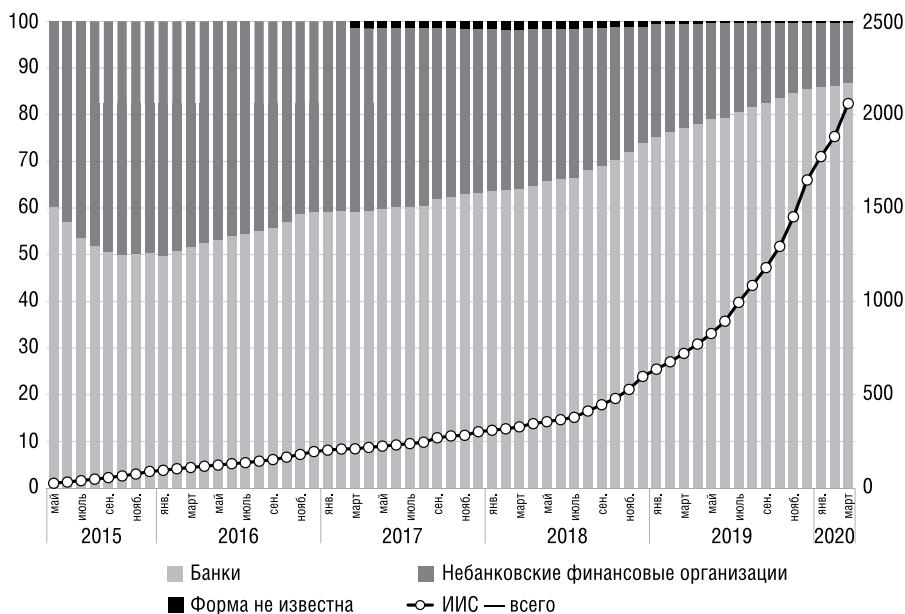


Примечание. Данные о числе рыночных пайщиков ПИФов в I квартале 2020 года отсутствуют.

Источники: Московская биржа. <https://www.moex.com/a1186>; Эксперт РА. https://www.raexpert.ru/rankingtable/managing/uk_2019/tab13.

Рис. 1. Число рыночных розничных клиентов управляющих компаний и брокеров

¹² Активными называются клиенты, которые за месяц совершили хотя бы одну биржевую сделку с ценными бумагами.



Источник: Московская биржа. <https://www.moex.com/a1186>.

Рис. 2. **Общее число (правая ось, тыс.) и доля (левая ось, %) брокерских индивидуальных инвестиционных счетов от общего количества счетов, май 2015 — январь 2019 года**

Увеличение количества счетов участников биржевых торгов на Московской бирже существенно опережало прирост числа участников коллективных инвестиций. В 2018–2019 годах число пащиков открытых паевых инвестиционных фондов (ПИФов) также заметно выросло — с 342 тыс. в 2017-м до 493 тыс. в 2019 году, или на 44,1%, по сравнению с приростом данного показателя всего на 3,3% в предшествующие два года. Однако это выглядело весьма скромным результатом на фоне указанной выше статистики брокерских счетов на бирже.

Особую популярность у населения завоевали индивидуальные инвестиционные счета, являющиеся разновидностью брокерских счетов, или счетов доверительного управления с особым льготным режимом налогообложения¹³. Эти счета появились в середине 2015 года. Их количество, регистрируемое Московской биржей, увеличилось с 110 тыс. в 2017 году до 392 тыс. в 2019-м, или в 3,6 раза (рис. 2). За март 2020-го их было открыто уже 607 тыс. с ростом на 54,8% всего за три месяца. Основную роль в росте количества брокерских ИИС играли банки, осуществляющие

¹³ С учетом того, что в статье анализируется поведение владельцев брокерских счетов, далее приводится статистика преимущественно брокерских ИИС.

брокерскую деятельность. Их доля в общей массе ИИС выросла с 63,2% в 2017 году до 86,7% в марте 2020-го, в то же время доля брокеров — небанковских финансовых организаций сократилась с 35,0 до 12,9%.

Столь резкий скачок в количестве традиционных брокерских счетов и ИИС стал результатом перемен в стратегии развития крупных розничных банков, стремившихся компенсировать потери доходов от привлечения банковских депозитов в условиях резкого сокращения ключевой ставки Банка России и инфляции¹⁴ продаж традиционным клиентам новых высокомаржинальных продуктов, таких как корпоративные облигации, структурные и страховые продукты, паевые инвестиционные фонды и другие финансовые инструменты¹⁵. По состоянию на март 2020 года на долю всего трех банков — Сбербанк, Тинькофф-банка и ВТБ — приходилось 51,0% всех зарегистрированных брокерских счетов на Московской бирже, 75,8% активных брокерских счетов и 79,0% брокерских ИИС. На долю двух крупнейших небанковских брокерских компаний — «Финам» и БКС — приходилось еще 9,3% обычных брокерских счетов, 13,2% активных счетов и 8,7% брокерских ИИС.

Как показано на рис. 3, обострение конкуренции между крупнейшими розничными банками за привлечение новых клиентов на рынке брокерских услуг началось в мае 2018 года, когда на рынок брокерских услуг с агрессивным маркетингом и новыми технологиями совершения сделок с ценными бумагами через инвестиционную платформу вышел Тинькофф-банк. С этого момента основной поток новых клиентов приходится на несколько крупнейших розничных банков.

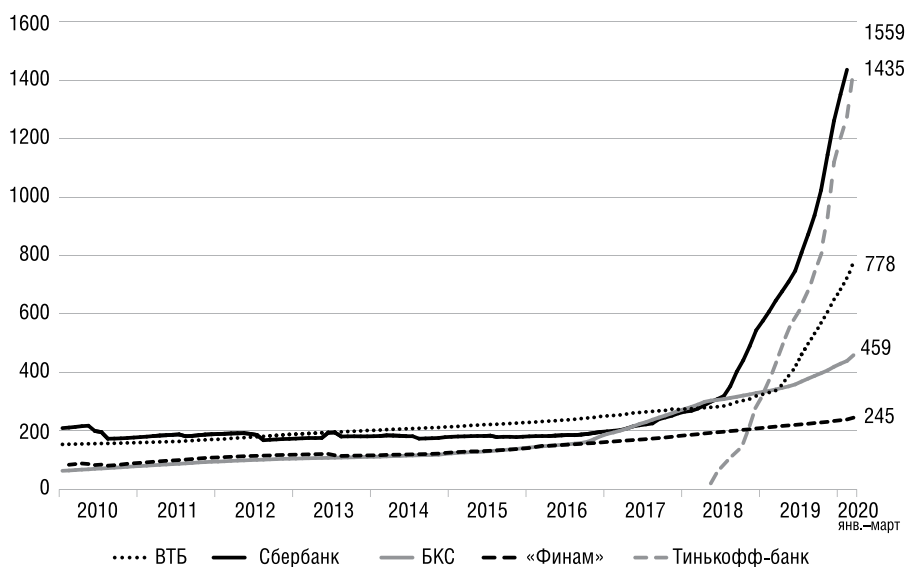
В 2018–2019 годах и I квартале 2020-го в отличие от предшествующего двухлетнего периода у трех крупнейших розничных банков — Сбербанк, Тинькофф-банка и группы ВТБ — наблюдался переход траектории роста общего числа зарегистрированных на Московской бирже клиентов с линейной на экспоненциальную (рис. 3). Количество брокерских счетов в Сбербанке выросло в 4,9 раза, с 259,9 тыс. в 2017 году до 1262,0 тыс. в 2019-м и еще до 1558,9 тыс. в марте 2020-го, или на 23,5%. В предшествующие два года, в 2016–2017-м, этот показатель увеличился всего на 44,4%.

¹⁴ С декабря 2016 года по март 2020-го ключевая ставка Банка России снизилась с 10,0% годовых до 6,0%, инфляция — с 5,4 до 2,5%. Соответственно, средняя ставка по банковским депозитам в рублях для населения сроком от 181 дня до одного года снизилась с 7,08% годовых в декабре 2006 года до 4,58% в феврале 2020-го.

¹⁵ В определенной мере агрессивный маркетинг брокерских услуг крупными банками в целях продаж нередко не прозрачных для частных клиентов высокомаржинальных финансовых продуктов может рассматриваться в качестве примера вредного подталкивания «архитектуры выбора со злыми намерениями», об опасностях которых предупреждал автор идеи подталкивания [Талер, Санстейн, 2017. С. 205–212].

В группе ВТБ количество брокерских счетов выросло в 2,4 раза, с 273,4 тыс. в 2017 году до 650,0 тыс. в 2019-м и еще до 777,9 тыс. в марте 2020-го, или на 20,0%. В предшествующие два года, в 2016–2017-м, данный показатель увеличился всего на 19,9%. Однако еще более внушительным был рост числа брокерских счетов в Тинькофф-банке, который всего за полтора года, с июня 2018-го по декабрь 2019-го, с нуля открыл 1119,9 тыс. счетов, доведя этот показатель до 1435,1 тыс. в марте 2020 года с ростом за три месяца на 28,0%.

У крупнейших небанковских крупных брокеров, перед которыми не стояла проблема перепрофилирования клиентов от банковских депозитов в сторону более рискованных финансовых продуктов, число брокерских счетов в 2018–2019 годах и в I квартале 2020-го росло примерно теми же линейными трендами, как это происходило в предшествующие годы. Еще более крутым в 2018–2019-м и в начале 2020 года был рост числа брокерских счетов активных клиентов в Тинькофф-банке, Сбербанке и ВТБ.

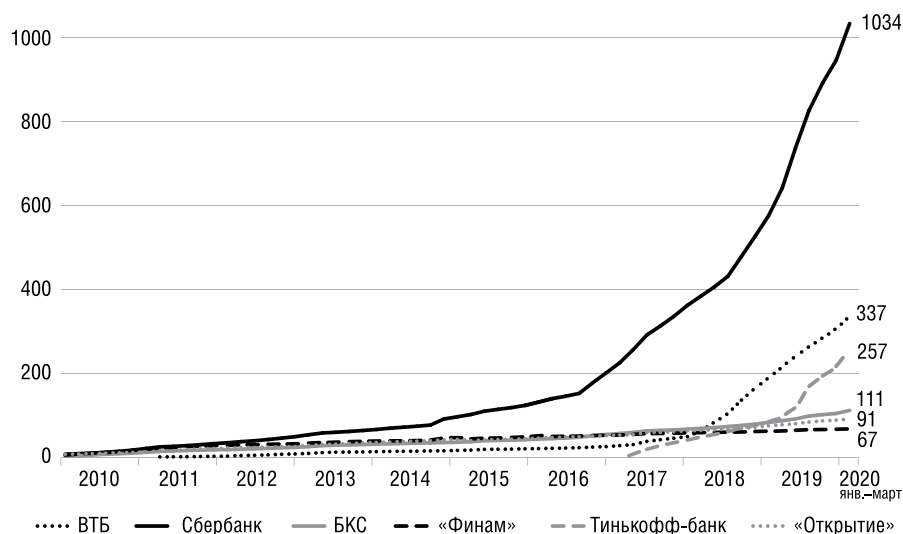


Источник: Московская биржа. <https://www.moex.com/all186>.

Рис. 3. Число зарегистрированных уникальных брокерских счетов клиентов на Московской бирже у топ-5 брокеров, 2010–2020 годы (тыс.)

Индивидуальные инвестиционные счета появились с середины 2015 года, поэтому быстрые темпы их роста во многом пока объясняются эффектом низкой стартовой базы. Бесспорным лидером в этом сегменте рынка является Сбербанк: число ИИС у него выросло с 109,6 тыс. в 2017 году до 1034,1 тыс. в марте 2020-го, или в 9,4 раза (рис. 4). Далее следует ВТБ, где за аналогичный

период количество таких счетов выросло в 18,2 раза, с 18,5 тыс. до 336,6 тыс. Тинькофф-банк начал оказывать услугу открытия ИИС только с ноября 2018 года, за это время в банке было открыто 257,0 тыс. указанных счетов. У крупнейших небанковских брокеров привлечение клиентов в ИИС идет более медленными темпами. За период с декабря 2017 года по март 2020-го количество ИИС в компании БКС увеличилось с 39,1 тыс. до 111,4 тыс., или в 2,9 раза, у брокера «Финам» — с 45,3 тыс. до 67,4 тыс., или на 48,8%.



Источник: Московская биржа. <https://www.moex.com/a1186>.

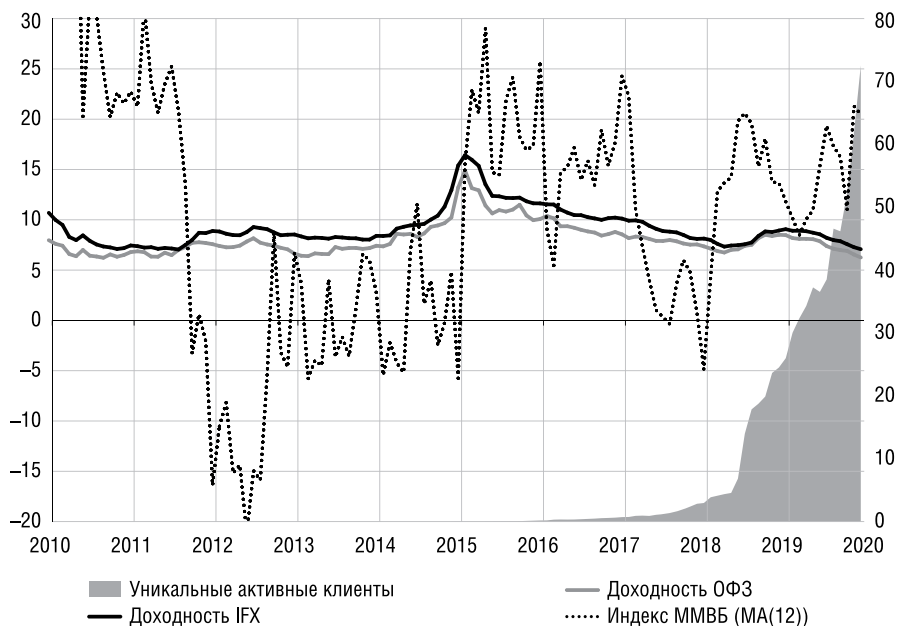
Рис. 4. Число брокерских ИИС у топ-6 брокеров, 2010–2020 годы (тыс.)

Неожиданным феноменом 2018–2019 годов стало повышение роли Санкт-Петербургской биржи (СПБ) на внутреннем фондовом рынке и быстрый рост числа частных лиц, участвующих в торгах на ней. СПБ специализируется на биржевой торговле акциями крупных иностранных компаний. Уникальная технология биржи обеспечивает исполнение сделок на наилучших условиях не хуже котировок акций на соответствующих глобальных фондовых биржах. Биржа обеспечила возможность подачи соответствующих торговых заявок через инвестиционные платформы крупнейших российских банков и брокеров.

Интерес частных инвесторов к акциям иностранных компаний обусловлен тем, что они предоставляют более разнообразные возможности для построения инвестиционных стратегий и часто обладают более высокими характеристиками доходности с учетом риска по сравнению с акциями российских ПАО. Согласно ис-

следованию Тинькофф-банка, в 2019 году 73% его клиентов имели в портфеле хотя бы одну ценную бумагу зарубежной компании, а в среднем портфеле его розничного инвестора зарубежные акции составили 36%¹⁶.

Повышение интереса частных инвесторов к иностранным финансовым инструментам обусловлено снижением доходности рублевых облигаций, высокой волатильностью цен акций российских компаний и курса рубля накануне кризиса 2020 года. Как показано на рис. 5, количество активных клиентов брокеров на СПБ выросло с 3 тыс. в декабре 2017 года до 73 тыс. в декабре 2019-го, или в 24,3 раза. За предшествующие два года (2016–2017) число участников торгов на СПБ выросло с 0,2 тыс. до 3 тыс. Повышение роли СПБ на внутреннем рынке стало одной из причин оживления в обществе дискуссии о целесообразности доступа частных инвесторов к возможностям глобальной диверсификации их портфелей.

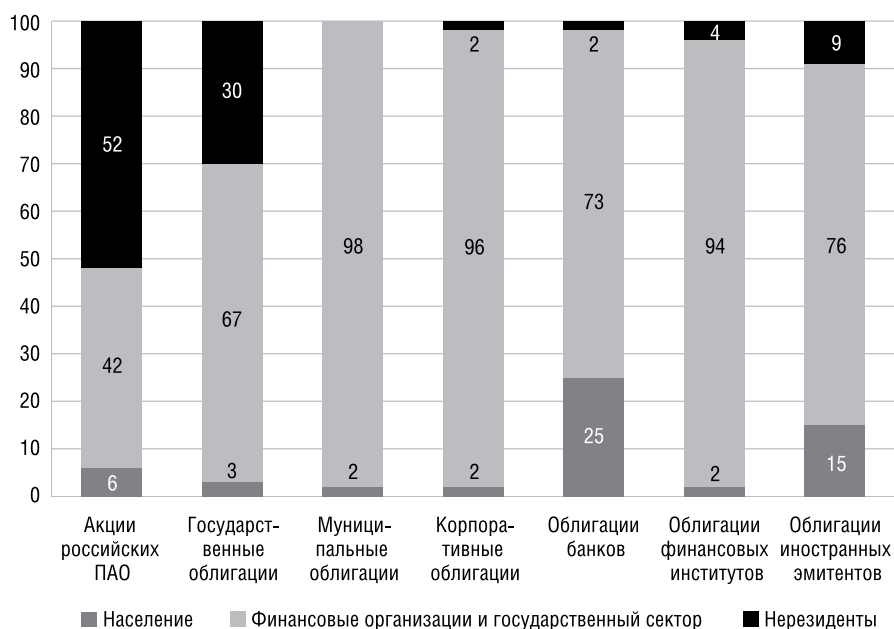


Примечание. Доходность корпоративных облигаций равна эффективной доходности индекса IFX Cbonds, доходность государственных облигаций равна эффективной доходности индекса RGBI Московской биржи, доходность акций равна сглаженной методом скользящего среднего (12 месяцев) доходности индекса Московской биржи.

Источники: Bloomberg. <https://www.bloomberg.com/>; Cbonds. <http://cbonds.ru/>; Санкт-Петербургская биржа (данные предоставлены авторам по запросу).

Рис. 5. Доходность основных классов активов на российском рынке (левая ось, %) и количество активных клиентов Санкт-Петербургской биржи (правая ось, тыс. чел.), 2010–2019 годы

¹⁶ Смородская П. Клиенты брокеров молодеют // Коммерсантъ. 2020. 14 февраля. С. 8.



Источник: Обзор российского финансового сектора и финансовых инструментов: аналитический материал. Департамент исследований и прогнозирования Банка России. С. 32, 44. https://www.cbr.ru/Content/Document/File/107372/overview_2019.pdf.

Рис. 6. Структура владельцев акций и облигаций на внутреннем фондовом рынке, 2019 год (%)

Несмотря на то что численность частных инвесторов на внутреннем фондовом рынке приближается к пяти миллионам, их доля в структуре владельцев акций и облигаций пока невелика. Как показано на рис. 6, в 2019 году населению принадлежало примерно 6% акций крупнейших российских публичных компаний, 2% корпоративных и муниципальных облигаций, 3% государственных ценных бумаг и 2% облигаций финансовых институтов. В структуре держателей лишь таких специальных финансовых инструментов, как облигации банков и облигации иностранных эмитентов (преимущественно еврооблигации, выпускаемые структурами российских компаний), доля населения составляла соответственно 25 и 15%. Активные продажи банковских облигаций частным лицам осуществлялись банками в целях замещения депозитов более доходными инструментами, по которым не требовалось резервирования средств для обеспечения государственных гарантий сохранности средств. Не случайно, по данным Банка России¹⁷, банки предлагали сво-

¹⁷ Обзор ключевых показателей профессиональных участников рынка ценных бумаг за 2019 год. Информационно-аналитический материал, подготовленный Департаментом исследований и прогнозирования Банка России. 2020 год. С. 6. https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/27616/review_secur_19.pdf.

им клиентам прежде всего облигации, эмитентами которых они же и являлись. Еврооблигации выступают привлекательными валютными вложениями преимущественно для состоятельных частных лиц, а также используются для замещения низкодоходных банковских валютных депозитов.

По данным Национальной ассоциации участников фондового рынка (НАУФОР)¹⁸, стоимость активов физических лиц на обычных брокерских счетах выросла с 1,4 трлн руб. в 2018 году до 2,5 трлн руб. в 2019-м, или в 1,8 раза. По нашим расчетам, произведенным на основе данных Банка России по общему числу счетов у брокеров¹⁹, а также данных НАУФОР, средний размер брокерского счета вырос с 878 тыс. руб. до 902,5 тыс. руб. Стоимость активов на брокерских ИИС выросла с 91 млрд руб. в 2018 году до 150 млрд руб. в 2019-м, или в 1,6 раза. Средний размер брокерского ИИС сократился со 177 тыс. руб. до 105 тыс. руб.²⁰ Таким образом, растущие опережающими темпами в количественном измерении брокерские ИИС по сравнению с обычными брокерскими счетами пока ориентированы на более мелких инвесторов. В то же время наличие налоговых льгот по НДФЛ для операций по ИИС, привязанных к сроку хранения активов на данных счетах, поощряют их владельцев к применению более долгосрочных стратегий инвестирования по сравнению с владельцами обычных брокерских счетов.

Как показано на рис. 7, владельцы ИИС более активно, чем обычные клиенты брокеров, инвестировали средства в акции российских компаний, в паи ПИФов и государственные облигации. В 2019 году в акции российских компаний было вложено около 30% активов ИИС, а у обычных брокерских счетов — всего 25%. Вложения в паи ПИФов у ИИС достигали 11% против всего 2% у обычных брокерских счетов, в ОФЗ — соответственно 12% по сравнению с 9%. Активы ИИС не вкладывались в валютные облигации, прежде всего еврооблигации и внебиржевые структурные продукты, в то время как на обычных счетах брокеров в валютные облигации было вложено 24% стоимости портфеля. Доля вложений в акции иностранных компаний на ИИС и обычных брокерских счетах не превышала 4%.

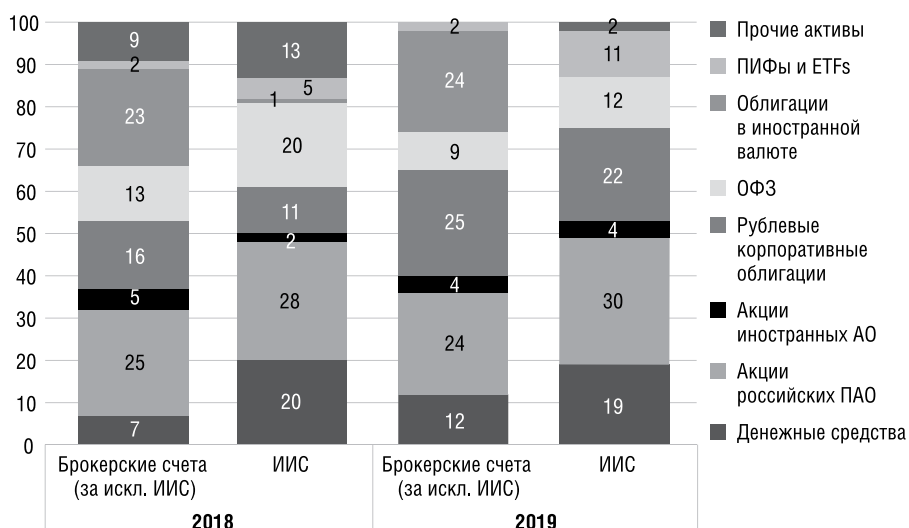
¹⁸ Опросы НАУФОР в 2019 и 2020 годах. <https://naufor.ru/tree.asp?n=17283&hk=20190716>.

¹⁹ Обзор ключевых показателей профессиональных участников рынка ценных бумаг за 2019 год. С. 25, 27. https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/27616/review_secur_19.pdf.

²⁰ Оценки НАУФОР (<https://naufor.ru/tree.asp?n=17283&hk=20190716>) не в полной мере соответствуют данным, раскрываемым Банком России (https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/27616/review_secur_19.pdf). В целях сопоставимости данных по разным брокерским счетам использованы данные объемов счетов, представленные НАУФОР, данные о количестве уникальных счетов — Банком России.

За период 2018–2019 годов для обеих разновидностей брокерских счетов была характерна общая тенденция — снижение доли вложений в ОФЗ в пользу наращивания доли рублевых корпоративных облигаций. Снижение доходности ОФЗ вслед за понижением ключевой ставки Банка России вынуждало частных инвесторов искать более доходные облигации, в том числе высокодоходные, банковские и структурные облигации корпоративных эмитентов.

Для ИИС была характерна тенденция роста доли вложений в акции российских ПАО, в паи ПИФов и в иностранные акции.



Источник: <https://naufor.ru/tree.asp?n=17283&hk=20190716>.

Рис. 7. Структура портфеля частных инвесторов на классических и индивидуальных инвестиционных брокерских счетах, 2018–2019 годы (%)

Стремительный рост количества частных инвесторов на внутреннем фондовом рынке, начавшийся в 2018 году и продолжавшийся по март 2020-го, вряд ли можно объяснить с точки зрения классических характеристик их индивидуальных инвестиционных профилей (восприятия риска, уровня доходов, образования, знаний о фондовом рынке, возраста и т. п.), изменения которых носят инертный характер. В то же время отсутствуют регулярные базы данных социологических опросов частных инвесторов, позволяющие оценить параметры их индивидуальных профилей. Поэтому далее мы попытались оценить мотивы поведения частных инвесторов с помощью методов количественного анализа и альтернативного набора факторов из экономических и финансовых переменных.

3. Эмпирическая оценка поведения частных инвесторов на Московской бирже

В случае Московской биржи рассматриваются три категории частных инвесторов. Первую составляют пассивные инвесторы, оцениваемые с помощью показателя общего числа уникальных счетов физических лиц у брокеров за период с декабря 2006 года по декабрь 2019-го. Во вторую входят только активные инвесторы, измеряемые числом счетов активных клиентов брокеров на этой бирже за период с мая 2007 года по декабрь 2019-го. К последней группе относятся владельцы брокерских ИИС, которые составляют категорию относительно пассивных клиентов с несколько более высокой склонностью к рискам и долгосрочным инвестиционным стратегиям за счет доступа к льготам по НДФЛ за период с мая 2015 года по декабрь 2019-го²¹. В качестве объясняемой переменной в моделях использованы ежемесячные приросты данных показателей в процентах.

Предполагается, что на динамику количества счетов разных категорий клиентов брокеров могут влиять следующие показатели:

- рост реальных доходов населения в виде заработной платы за предшествующий период, которая является доступным на ежемесячной основе индикатором в отличие от реальных доходов населения, раскрываемых Росстатом ежеквартально, и может влиять на сбережения и оптимизм частных инвесторов;
- уровень процентов по депозитам населения²², от размера которого зависит склонность населения к вложениям в более доходные и рискованные активы;
- размер премии по облигациям по сравнению с банковскими депозитами и доходность ОФЗ²³, характеризующие склонность населения инвестировать в государственные облигации;
- дивидендная и курсовая доходности портфеля акций индекса Московской биржи;
- размер премии по акциям²⁴, характеризующий склонность населения к вложениям в акции по сравнению с государственными ценными бумагами;

²¹ Возможность измерения числа клиентов брокеров с помощью количества открытых ими брокерских счетов обусловлена тем, что биржей раскрывается количество уникальных счетов без двойного счета в ситуациях, когда одно и то же физическое лицо имеет несколько счетов в разных компаниях. Кроме того, согласно требованиям законодательства, каждому человеку может быть открыт только один ИИС. В этих условиях можно предполагать, что количество уникальных брокерских счетов равно количеству их владельцев.

²² Характеризуются средними ставками процентов по рублевым банковским депозитам населения на срок от 181 дня до одного года.

²³ Разница между доходностью по государственным облигациям и средней ставкой рублевых банковских депозитов населения. Доходность облигаций выражена эффективной доходностью к погашению индекса RGBI, раскрываемого Московской биржей.

²⁴ Разница между общей доходностью акций с учетом дивидендов и эффективной доходностью государственных облигаций.

- волатильность (стандартное отклонение) индекса Московской биржи, отражающая риски фондового рынка и потенциальную возможность реализации более рискованных стратегий инвестирования;
- волатильность (стандартное отклонение) курса доллара в рублях, характеризующая валютные риски и стабильность экономической ситуации в стране;
- доходность индекса акций американских компаний S&P 500 и ее волатильность, рассчитанные в рублевом эквиваленте и влияющие на предпочтения частных инвесторов к вложениям в акции иностранных эмитентов;
- инфляция как показатель, влияющий на склонность населения к сбережениям и опережающий показатель возможных изменений ключевой ставки Банка России;
- прокси-переменная, связанная с получением лицензии на право осуществления брокерской деятельности Тинькофф-банком в мае 2018 года — событием, которое, как было показано в предыдущем разделе, инициировало новый этап конкуренции между крупнейшими банками за привлечение клиентов на рынок небанковских финансовых услуг.

Оценка многофакторных моделей проводилась на ежемесячных данных о росте числа физических лиц — клиентов брокеров на Московской бирже, росте активных частных клиентов на ней же и росте числа открытых индивидуальных инвестиционных счетов, а также всех перечисленных факторов в период с 2006 года по 2019-й. Из-за высокой корреляции между факторами рассматриваются несколько спецификаций для каждой зависимой переменной. Предполагается, что если в указанных далее таблицах с результатами оценки какой-либо из факторов не представлен, то он не оказывает значимого результата на зависимую переменную.

В табл. 1 приведены результаты оценки многофакторных моделей для роста числа физических лиц — клиентов брокеров на Московской бирже.

Динамика общего числа физических лиц — клиентов брокеров определялась ограниченным набором факторов. Ставка депозитов влияла отрицательно и значимо с задержкой в один год. Предполагается, что снижение ставок не сразу ведет к притоку физических лиц на биржу, а с задержкой на двенадцать месяцев. Это может быть связано с тем, что до того, как вложить средства на фондовом рынке, физическим лицам необходимо дожидаться окончания сроков закрытия вкладов и затратить дополнительное время на выбор брокера и приобретение базовых навыков инвестирования.

Т а б л и ц а 1

Модели для роста числа физических лиц — клиентов брокеров на Московской бирже

Факторы	Зависимая переменная — рост числа физических лиц — клиентов брокеров на Московской бирже		
	(1)	(2)	(3)
Константа	1,963** (0,847)	–1,067** (0,533)	0,938*** (0,258)
Рост реальных доходов (лаг 3 месяца)	0,106*** (0,026)	0,115*** (0,026)	
Дивидендная доходность индекса Московской биржи		0,655*** (0,103)	
Волатильность индекса Московской биржи	0,276** (0,125)	0,267* (0,149)	0,414*** (0,103)
Премии по облигациям (лаг 1 месяц)	0,228* (0,128)		
Ставка депозитов (лаг 12 месяцев)	–0,156* (0,093)		
Курсовая доходность индекса Московской биржи		0,022 (0,023)	
Фиктивная переменная (Тинькофф-банк)			4,306*** (0,359)
Волатильность курса рубля		–0,613* (0,323)	–0,518** (0,223)
Наблюдения	152	155	155
R ²	0,168	0,292	0,508

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источник: расчеты авторов по данным Московской биржи (<https://www.moex.com/al186>) и Bloomberg (<https://www.bloomberg.com/>).

Рост реальных доходов также не сразу, а с задержкой на три месяца ведет к притоку клиентов у брокеров. Тестирование того же фактора без лага не привело к значимым результатам. Это подтверждает гипотезу о том, что изменение доходов лишь с определенным лагом влияет на уровень оптимизма инвесторов и сбережения, предназначенные для инвестиций в более рискованные активы, чем депозиты.

Премия по облигациям ожидаемо оказывала положительное влияние на прирост клиентов, так как государственные облигации являются инструментом, наиболее схожим по риску и механизму (при держании до срока погашения) с депозитами. Опережающий рост доходности облигаций ведет к отказу от депозитов для инвесторов, не склонных к инвестированию в более рискованные активы.

Аналогичен механизм положительного влияния дивидендной доходности индекса Московской биржи. Акции крупнейших компаний с регулярными выплатами дивидендов являются альтернативой депозитам и государственным облигациям, характеризуюсь

средним уровнем риска. Рост дивидендной доходности привлекает на биржевые торги более широкий круг инвесторов²⁵.

Волатильность курса рубля оказывает значимое и отрицательное влияние. Это объясняется тем, что в периоды повышения неопределенности в макроэкономических условиях повышаются риски и на финансовом рынке. Рост волатильности рубля, как правило, связан с кризисными событиями или схожими негативными ситуациями. В период роста рисков финансового рынка инвесторы предпочитают уходить в депозиты.

Получение брокерской лицензии Тинькофф-банком способствовало увеличению притока клиентов к брокерам в среднем на 4,3 п.п. в месяц. Это также ожидаемый результат, поскольку приход на рынок брокерских услуг крупного розничного банка, обладающего современными технологиями и богатым опытом обслуживания широкого круга клиентов, качественно изменил конкурентную среду на фондовом рынке. С указанного момента рынок живет по законам интенсивной конкуренции между крупными финансовыми организациями за частных клиентов с применением современных методов маркетинга, технологий и организационных моделей бизнеса.

Доходность иностранных акций не оказывала значимого влияния на количество физических лиц — инвесторов на Московской бирже, что также ожидаемо, поэтому она не вошла ни в одну из моделей.

В табл. 2 приведены результаты оценки многофакторных моделей для роста активных частных клиентов брокеров на Московской бирже.

Набор используемых макроэкономических и финансовых индикаторов в меньшей степени позволяет объяснить динамику активных клиентов брокеров. Степень подгонки моделей довольно слабая, коэффициенты детерминации менее 12%. Вероятно, это связано с тем, что поведение наиболее активной в биржевых торгах группы населения подвержено влиянию в большей мере когнитивных и эмоциональных предрасположенностей, чем фундаментальных показателей рынка.

Тем не менее удалось получить ряд значимых зависимостей. Как и в случае со всеми другими клиентами брокеров, на динамику активных инвесторов положительное влияние оказывала дивидендная доходность индекса Московской биржи и отрицательное — размеры депозитных ставок в банках. Таким образом, как активные, так и пассивные клиенты брокеров рассматривали

²⁵ Более обстоятельный анализ мотивов, в силу которых многие крупные российские ПАО выплачивают высокие дивиденды, в том числе для поддержания привлекательности акций для инвесторов, приводится в исследовании [Абрамов и др., 2020а; 2020б].

Т а б л и ц а 2

Модели для роста активных частных клиентов брокеров на Московской бирже

Факторы	Зависимая переменная — рост числа активных частных клиентов брокеров на Московской бирже	
	(1)	(2)
Константа	–0,552 (3,998)	4,132 (4,778)
Дивидендная доходность индекса Московской биржи	0,974* (0,563)	
Премии по акциям относительно инфляции	0,196* (0,116)	
Доходность ОФЗ	–0,600 (0,534)	
Волатильность индекса S&P 500	4,661*** (1,389)	
Рублевая доходность индекса S&P 500	–0,075 (0,173)	
Ставка депозитов		–1,437* (0,765)
Курсовая доходность индекса Московской биржи		0,209 (0,136)
Волатильность индекса Московской биржи		2,516*** (0,945)
Волатильность курса рубля		6,359*** (2,228)
Премия по облигациям		–1,354 (0,856)
Фиктивная переменная (Тинькофф-банк)		6,716** (2,660)
Наблюдения	151	151
R ²	0,092	0,116

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источник: расчеты авторов по данным Московской биржи (<https://www.moex.com/> a1186) и Bloomberg (<https://www.bloomberg.com/>).

вложения в акции как альтернативу банковским депозитам. При этом в первую очередь они обращали внимание на дивидендную доходность акций в качестве некоторой гарантии доходности своих вложений.

Однако в отличие от пассивных инвесторов активные клиенты брокеров больше внимания уделяли факторам, отражающим возможности извлечения более спекулятивных форм доходов. Например, в отличие от пассивных клиентов положительное влияние на динамику числа активных клиентов оказывала премия по акциям, отражающая дополнительную доходность акций по сравнению с эффективной доходностью к погашению государственных облигаций.

Положительное влияние на динамику численности активных клиентов брокеров оказывали переменные, характеризующие во-

латильность курса рубля, индекса Московской биржи и иностранных активов в форме портфеля индекса S&P 500. Повышенная волатильность рынка финансовых активов означает рост премии за риск, что привлекает на фондовый рынок участников со спекулятивными стратегиями инвестирования.

Получение брокерской лицензии Тинькофф-банком также способствовало притоку активных клиентов в среднем на 6,7 п.п. в месяц.

В табл. 3 приведены результаты оценки многофакторных моделей для роста числа открытых ИИС.

Т а б л и ц а 3

Модели для роста открытых индивидуальных инвестиционных счетов

Факторы	Зависимая переменная — рост числа открытых индивидуальных инвестиционных счетов		
	(1)	(2)	(3)
Константа	–5,699 (5,379)	–20,273*** (4,003)	–6,400 (4,971)
Дивидендная доходность индекса Московской биржи	1,514* (0,919)		2,063*** (0,683)
Волатильность индекса S&P 500	5,947*** (1,965)		
Рублевая доходность индекса S&P 500	0,298* (0,167)		
Рост реальных доходов (лаг 12 месяцев)		0,357*** (0,093)	
Премия по акциям относительно облигации		0,311* (0,168)	
Доходность ОФЗ		3,350*** (0,474)	
Инфляция			1,255*** (0,102)
Ставка депозитов (лаг 12 месяцев)			–0,483* (0,263)
Курсовая доходность индекса Московской биржи			0,117 (0,119)
Наблюдения	55	55	55
R ²	0,211	0,505	0,764

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источник: расчеты авторов по данным Московской биржи (<https://www.moex.com/a1186>) и Bloomberg (<https://www.bloomberg.com/>).

В рассматриваемой модели ИИС являются разновидностью брокерских счетов, поэтому динамика числа их владельцев отчасти объясняется теми же факторами, что влияют и на изменения количества пассивных клиентов брокеров.

Положительное влияние на рост числа ИИС оказывает повышение реальных доходов граждан. Воздействие этой переменной

на динамику количества ИИС носит отсроченный характер с лагом, составляющим двенадцать месяцев. По сравнению с пассивными клиентами брокеров владельцам ИИС требуется несколько больше времени для принятия решения об инвестировании дополнительных доходов в ценные бумаги. Ставка депозитов ожидаемо оказывает отсроченное и отрицательное влияние на изменение числа владельцев ИИС. Лаг составляет двенадцать месяцев. Механизм схож с механизмом влияния на общее число клиентов брокеров на Московской бирже. Как и обычные клиенты брокеров, владельцы ИИС на фондовом рынке ищут альтернативу банковским депозитам в виде вложений в корпоративные облигации и ОФЗ.

Среди факторов, которые могли бы объяснить темпы роста числа ИИС, можно выделить дивидендную доходность акций и доходность государственных облигаций. Как и обычные клиенты брокеров, владельцы ИИС обращают серьезное внимание на фиксированные формы доходов по облигациям и акциям. Дивиденды крупнейших акций (пятидесяти крупнейших и ликвидных, которые составляют индекс Московской биржи) и государственные ценные бумаги являются наиболее подходящими активами для составления пассивной стратегии «купи и держи». Такие инвесторы будут отдавать предпочтение акциям с наибольшими и стабильными дивидендами и облигациям с наиболее подходящей дюрацией и размером купона. Составление такого портфеля сможет обеспечить поток денежных средств, схожий с получением процентов по депозитам.

Вместе с тем наличие гарантированных налоговых льгот по НДФЛ, которые при преобладающем первом типе налогового вычета зависят от размера взноса средств на ИИС, делает владельцев этих счетов более лояльными к рискованным вложениям. Не случайно доля активов, вложенных в акции российских ПАО, у владельцев ИИС существенно выше, чем на обычных счетах клиентов брокеров (рис. 7). Этим объясняется то, что на динамику численности владельцев ИИС оказывают значимое и положительное влияние такие же факторы, что и в случае с активными клиентами брокеров, а именно размер премии по акциям и волатильность доходности индекса S&P 500, отражающие склонность инвесторов к более спекулятивным вложениям.

Другим фактором, оказывающим значимое положительное влияние на приток числа владельцев ИИС, является рублевая доходность индекса S&P 500, в котором сочетаются две компоненты: изменение курса рубля и доходность американских компаний в долларах. Рост рублевой доходности индекса S&P 500 в результате роста валютной доходности составляющих его акций и ослабления

рубля стимулирует владельцев ИИС активнее искать альтернативу банковским депозитам в акциях российских и отчасти иностранных компаний. Аналогичным образом можно объяснить положительное влияние на динамику числа ИИС инфляции, что также стимулирует население открывать такие счета в поиске альтернативы снижающейся реальной доходности банковских депозитов.

В отличие от ситуации с пассивными и активными клиентами на обычных брокерских счетах фиктивная переменная на Тинькофф-банк не оказывала значимого влияния на динамику числа владельцев ИИС. Это объясняется тем, что Тинькофф-банк начал открывать ИИС только с ноября 2018 года и, как было показано на рис. 4, пока существенно уступает Сбербанку и ВТБ в этом сегменте фондового рынка.

4. Поведение частных инвесторов на СПБ

Санкт-Петербургскую биржу можно рассматривать как отдельный сегмент внутреннего фондового рынка, существенно отличающийся от Московской биржи. На СПБ отсутствует листинг ценных бумаг российских эмитентов, она специализируется на организации торгов акциями крупнейших иностранных публичных компаний. Технологии, применяемые СПБ вместе с крупнейшими финансовыми организациями, позволили сделать торги акциями иностранных компаний доступными для разных категорий частных инвесторов.

Высокая доходность акций американских компаний после кризиса 2008 года²⁶ в сочетании с повышенной волатильностью доходности акций российских компаний стали дополнительными факторами растущего интереса частных инвесторов в России к возможностям глобальной диверсификации их портфелей.

Указанное отличие в поведении клиентов брокеров на СПБ ведет к специфике набора переменных, используемых для анализа факторов, влияющих на динамику их численности. В данном случае были выбраны следующие переменные.

- Премии по акциям и облигациям российских эмитентов, рублевая доходность индекса Московской биржи и валютная — индекса РТС; рост указанных переменных должен снижать привлекательность вложений в акции иностранных компаний и, соответственно, отрицательно влиять на численность клиентов брокеров на СПБ.

²⁶ За период 2010–2019 годов среднегодовая доходность индекса S&P 500 составила 11,2%, а индекса РТС — только 0,7%; в течение 2007–2019 годов эти показатели составляли соответственно 6,8% и –3,2% годовых.

- Рост курса доллара в рублях и увеличение рублевой доходности индекса S&P 500 повышают привлекательность вложения в иностранные акции и могут приводить к росту числа инвесторов на СПБ.
- Волатильность индекса S&P 500 может отрицательно влиять на динамику частных инвесторов на бирже.
- Рост реальных доходов населения и снижение депозитных ставок в банках могут повышать привлекательность вложений в акции иностранных компаний и, соответственно, увеличивать число счетов активных клиентов на СПБ.

В табл. 4 представлены сводные результаты оценки влияния перечисленных факторов на прирост активных клиентов.

Т а б л и ц а 4

Оценка моделей прироста активных клиентов

Факторы	Прирост активных клиентов (%)		
	(1)	(2)	(3)
Константа	25,234*** (4,989)	14,756*** (2,235)	18,666*** (2,250)
Доходность индекса Московской биржи	-1,504*** (0,464)		
Динамика валютного курса с лагом в два месяца	1,992*** (0,337)		
Премия по облигациям с лагом в два месяца	-5,620* (2,936)		
Реальная доходность индекса Московской биржи		-1,494*** (0,510)	
Рублевая доходность индекса S&P 500 (лаг два месяца)		1,676*** (0,359)	
Долларовая доходность индекса РТС (лаг два месяца)			-1,249*** (0,315)
Премия по акциям			-1,577*** (0,526)
Наблюдения	60	59	60
R ²	0,438	0,345	0,276
F-статистика	14,562***	14,742***	10,838***

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: расчеты авторов по данным Bloomberg (<https://www.bloomberg.com/>), Санкт-Петербургской биржи (данные предоставлены авторам по запросу).

Из выдвинутых гипотез удалось найти подтверждение тому предположению, что премии по акциям и облигациям российских эмитентов, общая и реальная (за вычетом инфляции) доходность индекса Московской биржи, а также валютная доходность индекса РТС значимо и отрицательно влияют на количество активных клиентов брокеров на СПБ. Повышение рублевой и валютной доходности акций российских компаний, равно как и доходность

государственных облигаций по сравнению с банковскими депозитами делают более привлекательным рынок акций и облигаций российских эмитентов, уменьшая потоки новых клиентов на «альтернативной» бирже для иностранных ценных бумаг. И наоборот, снижение доходности акций и облигаций российских эмитентов способствует росту численности клиентов брокеров на СПБ.

В то же время значительно больше внимания участники торгов на СПБ по сравнению с клиентами брокеров на Московской бирже уделяют доходности иностранных ценных бумаг. Повышение рублевой доходности индекса S&P 500, а также рост курса доллара в рублях повышают привлекательность акций иностранных компаний в глазах внутренних частных инвесторов, способствуя росту численности активных клиентов брокеров СПБ.

Несколько выдвинутых гипотез не нашли подтверждения. Незначимым оказалось влияние на численность активных клиентов на СПБ роста реальных доходов населения, ставок банковских депозитов и волатильности индекса S&P 500. Вероятно, это означает, что акции иностранных компаний всё еще играют довольно скромную роль в портфелях частных инвесторов (рис. 7), поэтому данные инвестиции сами по себе пока являются не самостоятельными факторами, привлекающими на рынок новых инвесторов при росте благосостояния населения или резком снижении привлекательности банковских депозитов, а в большей мере инструментом реструктуризации и диверсификации портфелей тех частных лиц, которые ранее стали клиентами брокеров на Московской бирже. Незначимость фактора волатильности индекса S&P 500 в данной ситуации означает некоторую недооценку активными клиентами брокеров СПБ факторов риска вложений в акции иностранных компаний.

Заключение

В 2018–2019 годах на внутренний фондовый рынок пришли миллионы частных инвесторов. В настоящем исследовании предпринята попытка объяснить их ожидания и факторы, лежащие в основе принятия инвестиционных решений. Для этого были выделены четыре категории частных инвесторов:

- пассивные инвесторы на Московской бирже, оцениваемые с помощью показателя общего числа уникальных счетов физических лиц у брокеров за период с декабря 2006 года по декабрь 2019-го;
- активные инвесторы на Московской бирже за период с мая 2007 года по декабрь 2019-го;

- владельцы брокерских ИИС на Московской бирже как категория пассивных инвесторов с более длинным горизонтом принятия решений благодаря наличию льгот по НДФЛ за период с мая 2015 года по декабрь 2019-го;
- уникальные активные клиенты брокеров на Санкт-Петербургской бирже, ориентированные на приобретение акций иностранных эмитентов, за период с ноября 2014 года по декабрь 2019-го.

На динамику числа зарегистрированных клиентов брокеров на Московской бирже в большей мере влияли факторы, характеризующие потенциал получения пассивного дохода в рублях (размеры ставок рублевых депозитов в банках и премий по облигациям, дивидендной доходности акций российских компаний, волатильности курса рубля), а также рост величины реальных доходов граждан и маркетинговая активность крупнейших розничных банков. На изменение численности данной категории инвесторов не оказывали значимого воздействия такие факторы, как размеры курсовой доходности вложений в акции российских эмитентов и доходности акций иностранных эмитентов.

Схожие мотивы, характерные для пассивных инвесторов, объясняли поведение владельцев индивидуальных инвестиционных счетов у брокеров. Динамика ИИС определялась такими факторами пассивного дохода, как ставки рублевых депозитов, доходность государственных облигаций, дивидендная доходность акций российских эмитентов, рост реальных доходов населения. Некоторые из перечисленных переменных работали с задержкой, что отражало инертный характер принятия решений владельцами данных счетов. Наличие налоговых льгот по ИИС оказывало влияние на более высокий уровень склонности их владельцев к вложениям в рискованные активы.

Частные инвесторы с активными портфельными стратегиями на Московской бирже более склонны к получению спекулятивных форм доходов. Количество счетов активных клиентов брокеров росло здесь пропорционально переменным, характеризующим более высокую склонность к рискам: размеру премии за риск по акциям, волатильности индекса Московской биржи, цен акций иностранных компаний и курса рубля. При этом всего двумя факторами, которые одинаковым образом влияли на динамику как пассивных, так и активных инвесторов на бирже, оказались дивидендная доходность индекса Московской биржи и маркетинговая активность крупных банков.

На динамику количества счетов активных клиентов брокеров на СПБ наибольшее влияние оказывал ограниченный круг фак-

торов, связанных со сравнительной доходностью ценных бумаг российских и иностранных эмитентов, а также ослаблением рубля. При этом показатели, характеризующие привлекательность для внутренних инвесторов ценных бумаг российских эмитентов (премии по акциям и облигациям, доходность индексов Московской биржи и РТС), оказывали значимое отрицательное влияние на рост численности клиентов брокеров на СПБ.

Таким образом, данные говорят, что две биржи взаимосвязаны. Рост премии по облигациям и акциям российских эмитентов повышает в глазах частных инвесторов ценность рынка Московской биржи и снижает привлекательность рынка иностранных ценных бумаг на СПБ. И наоборот, повышение волатильности валютного курса и ослабление национальной валюты снижают привлекательность рынка рублевых ценных бумаг у внутренних инвесторов и заставляют их искать альтернативу в виде рынка акций иностранных эмитентов.

Приход на внутренний фондовый рынок миллионов частных инвесторов показывает, что он переживает глубокие качественные изменения, когда относительная стабилизация финансовой ситуации (низкая инфляция, снижение ключевой ставки Банка России, низкие ставки банковских депозитов, активная дивидендная политика крупных компаний) заставляет население больше думать о будущих сбережениях и повышает его склонность к вложениям в рискованные активы. Феномен кратного увеличения численности частных инвесторов на рынке с 2018 года по март 2020-го был во многом связан с их поиском альтернатив банковским депозитам и замороженным пенсионным накоплениям.

Опыт ИИС показывает, что государство умеет использовать налоговые инструменты в целях стимулирования граждан к сбережениям. Росту активности населения на фондовом рынке способствовал эффект их подталкивания к инвестициям в рискованные активы со стороны крупнейших розничных банков, осуществляющих перестройку бизнес-модели в направлении большей диверсификации доходов.

В развитии фондового рынка наступил очень сложный этап реализации сберегательных ожиданий пришедших на рынок инвесторов. Их ожидания могут не совпасть с реалиями, с которыми они сталкиваются на рынке. Эти реалии могут быть связаны с рисками, которыми трудно управлять, например надвигающимся финансовым кризисом, вызванным пандемией коронавируса. Но многое также зависит от того, насколько действующий режим регулирования финансового рынка будет соответствовать новым реалиям сберегательного поведения населения. Это формирует вызов перед регулятором и требует от него способности устанав-

ливать эффективные правила в целом ряде сфер для обеспечения конкуренции на рынке финансовых услуг, роста прозрачности существенной информации для инвесторов, создания условий для формирования открытой архитектуры продаж финансовых продуктов через инвестиционные платформы финансовых организаций, внедрения современных стандартов деятельности финансовых посредников, стимулирования снижения транзакционных издержек участников и ускоренного развития финтех. Иными словами, на приход частных инвесторов необходим достойный ответ со стороны регулятора и профессионального сообщества рынка ценных бумаг.

Финансовый кризис, начавшийся в марте 2020 года, станет серьезным испытанием для миллионов частных инвесторов, пришедших на рынок в предшествующие два года. Пока можно лишь предполагать, как долго продлится спад в экономике и на финансовых рынках. Первую волну резкого спада на рынке акций частные инвесторы восприняли довольно спокойно, часто даже как сигнал к приобретению сильно подешевевших акций. Биржевая статистика показывает существенный рост зарегистрированных и активных клиентов брокеров в марте 2020-го по сравнению с показателями на начало года. Однако далее их ждет более серьезное испытание, если при сценарии долгосрочного спада цен на нефть акции российских компаний не будут приносить высокую доходность в течение нескольких лет.

Хотелось бы надеяться, что события, начавшиеся в марте 2020 года, не станут препятствием на пути формирования стратегий долгосрочных сбережений частных инвесторов в рискованных активах.

Литература

1. Абрамов А. Е. Институциональные инвесторы в мире: особенности деятельности и политики развития: В 2 кн. Кн. 2 / Под ред. А. Д. Radygina. М.: Дело, РАНХиГС, 2014.
2. Абрамов А. Е., Radygin A. D., Chernova M. I., Entov P. M. «Загадка дивидендов» и российский рынок акций. Часть первая // Вопросы экономики. 2020a. № 1. С. 66–92.
3. Абрамов А. Е., Radygin A. D., Chernova M. I., Entov P. M. «Загадка дивидендов» и российский рынок акций. Часть вторая // Вопросы экономики. 2020b. № 2. С. 59–85.
4. Буренин А. Н. Управление портфелем ценных бумаг. М.: Науч.-тех. об.-во им. ак. С. И. Вавилова, 2008.
5. Талер Р., Санстейн К. Nudge. Архитектура выбора. Как улучшить наши решения о здоровье, благосостоянии и счастье / Пер. с англ. Е. Петровой. М.: Манн, Иванов и Фербер, 2017.
6. Финансовые стратегии модернизации экономики: мировая практика / Под ред. Я. М. Миркина. М.: Магистр, 2014.
7. Barber B. M., Odean T. All That Glitters: The Effect of Attention on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors // Review of Financial Studies. 2008. Vol. 21. No 2. P. 785–818.

8. Barber B. M., Odean T. Online Investors: Do the Slow Die First? // *The Review of Financial Studies*. 2002. Vol. 15. No 2 (Special Issue "Conference on Market Frictions and Behavioral Finance"). P. 455–487.
9. Barber B. M., Odean T. The Behavior of Individual Investors // *Handbook of the Economics of Finance* / G. M. Constantinides, M. Harris, R. M. Stulz (eds.). North Holland: Elsevier, 2013. P. 1533–1570.
10. Barnea A., Cronqvist H., Siegel S. Nature or Nurture: What Determines Investor Behavior? // *Journal of Financial Economics*. 2010. Vol. 98. No 3. P. 583–604.
11. Barnewall M. Psychological Characteristics of the Individual Investor // *Asset Allocation for the Individual Investor* / W. Droms (ed.). Charlottesville, VA: Institute Chartered Financial Analysts, 1987. P. 3–42.
12. Barsky R. B., Juster T. F., Kimball M. S., Shapiro M. D. Preference Parameters and Individual Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study // *The Quarterly Journal of Economics*. 1997. Vol. 112. No 2. P. 537–579.
13. Bernstein P. L. *Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2005.
14. Bernstein P. L. *Capital Ideas Evolving*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2007.
15. Betermier S., Jansson T., Parlour C., Walden J. Hedging Labor Income Risk // *Journal of Financial Economics*. 2012. Vol. 105. No 3. P. 622–639.
16. Bodie Z., Merton R. C., Samuelson W. F. Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1992. Vol. 16. No 3–4. P. 427–449.
17. Calvet L. E., Campbell J. Y., Sodini P. Down or Out: Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes // *Journal of Political Economy*. 2007. Vol. 115. No 5. P. 707–747.
18. Campbell J. Y., Cochrane J. H. By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior // *Journal of Political Economy*. 1999. Vol. 107. No 2. P. 205–251.
19. Cocco J., Gomes F., Maenhout P. Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle // *Review of Financial Studies*. 2005. Vol. 18. No 2. P. 491–533.
20. Cohn R. A., Lewellen W. G., Lease R. C., Schlarbaum G. S. Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition // *The Journal of Finance*. 1975. Vol. 30. No 2. P. 605–620.
21. Cole S., Shastry G. Smart Money: The Effect of Education, Cognitive Ability, and Financial Literacy on Financial Market Participation. Harvard Business School Working Paper. No 09–071. 2009.
22. Danthine J., Donaldson J. B. *Intermediate Financial Theory* (Chapter 4 "Measuring Risk and Risk Aversion"). San Diego: Elsevier, 2015. P. 87–114.
23. Dimson E., Marsh P., Staunton M. *Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2002.
24. Dreber A., Apicella C. L., Eisenberg D., Garcia J. R., Zamore R. S., Lum J. K. The 7R Polymorphism in the Dopamine Receptor D4 Gene (DRD4) Is Associated with Financial Risk-Taking in Men // *Evolution and Human Behavior*. 2009. Vol. 30. No 2. P. 85–92.
25. Fama E., French K. R. Luck Versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns // *The Journal of Finance*. 2010. Vol. 55. No 5. P. 1915–1947.
26. Fama E. F. *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work* // *Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association*. 1970. Vol. 25. No 2. P. 383–417.
27. Fama E. F. The Behavior of Stock Market Price // *Journal of Business*. 1965. Vol. 38. No 1. P. 34–105.
28. Friend I., Blume M. E. The Demand for Risky Assets // *American Economic Review*. 1975. Vol. 65. No 5. P. 900–922.
29. Goetzmann W. N., Kumar A. Equity Portfolio Diversification // *Review of Finance*. 2008. Vol. 12. No 3. P. 433–463.

30. Grossman S. J., Laroque G. Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods // *Econometrica*. 1990. Vol. 58. No 1. P. 25–51.
31. Grossman S. J., Stiglitz J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. No 3. P. 393–408.
32. Guiso L., Jappelli T., Terlizzese D. Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice // *American Economic Review*. 1996. Vol. 86. No 1. P. 158–172.
33. Guiso L., Sapienza P., Zingales L. Trusting the Stock Market // *The Journal of Finance*. 2008. Vol. 63. No 6. P. 2557–2600.
34. Guiso L., Sodini P. Household Finance: An Emerging Field. London Centre for Economic Policy Research. Discussion Papers. No 8934. 2012.
35. Haliassos M., Bertaut C. C. Why Do So Few Hold Stocks? // *The Economic Journal*. 1995. Vol. 105. No 432. P. 1110–1129.
36. Kuhnen C. M., Chiao J. Y. Genetic Determinants of Financial Risk Taking // *PLoS ONE*. 2009. Vol. 4. No 2. P. 1–4.
37. Kyle A. S. Continuous Auctions and Insider Trading // *Econometrica*. 1985. Vol. 53. No 6. P. 1315–1336.
38. Lucas R. E. Jr., Prescott E. C. Investment Under Uncertainty // *Econometrica*. 1971. Vol. 39. No 5. P. 659–681.
39. Malkiel B. G. Passive Investment Strategies and Efficient Markets // *European Financial Management*. 2003. Vol. 9. No 1. P. 1–10.
40. Malmendier U., Nagel S. Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking? // *The Quarterly Journal of Economics*. 2011. Vol. 126. No 1. P. 373–416.
41. Merton R. C. Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous-Time Case // *Review of Economics and Statistics*. 1969. Vol. 51. No 3. P. 247–257.
42. Morin R. A., Suarez A. F. Risk Aversion Revisited // *The Journal of Finance*. 1983. Vol. 38. No 4. P. 1201–1216.
43. Muth J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements // *Econometrica*. 1961. Vol. 29. No 3. P. 315–335.
44. Neumann J., Morgenstern O. *Theory of Games and Economic Behavior: 60th Anniversary Commemorative Edition*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2007.
45. Palia D., Qi Y., Wu Y. Heterogeneous Background Risks, Portfolio Choice, and Asset Returns: Evidence from Micro-Level Data. Concordia University and Rutgers Business School Working Paper. 2009.
46. Pompian M. *Behavioral Finance and Wealth Management: How to Build Optimal Portfolios that Account for Investor Biases*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2006.
47. Postlewaite A., Samuelson L., Silverman D. Consumption Commitments and Employment Contracts // *Review of Economic Studies*. 2008. Vol. 75. No 2. P. 559–578.
48. Samuelson P. Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly // *Industrial Management Review*. 1965. Vol. 6. No 2. P. 41–49.
49. Sargent T. J. Rational Expectations // *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*. Vol. 4 / J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman (eds.). London: Palgrave Macmillan, 1987. P. 76–79.
50. Sargent T. J. Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1972. Vol. 4. No 1. P. 74–97.
51. Shefrin H. M., Statman M. S. The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence // *The Journal of Finance*. 1985. Vol. 40. No 3. P. 777–790.
52. Sidney A. S. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks // *Industrial Management Review*. 1961. Vol. 2. No 2. P. 7–26.
53. Sims C. A. Rational Inattention: Beyond the Linear-Quadratic Case // *American Economic Review*. 2006. Vol. 96. No 2. P. 158–163.
54. Thaler R., Sunstein C. *Nudge. Improving Decisions About Health, Wealth and Happiness*. New Haven, CT: Yale University Press, 2008.
55. Vissing-Jorgensen A. Perspectives on Behavioral Finance: Does “Irrationality” Disappear with Wealth? Evidence from Expectations and Actions. NBER Macroeconomics Annual. Vol. 18. 2003.

Alexander E. ABRAMOV, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: abramov-ae@ranepa.ru

Alexander D. RADYGIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation); Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetnyy per., Moscow, 125009, Russian Federation).

E-mail: arad@ranepa.ru

Maria I. CHERNOVA. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: chernova-mi@ranepa.ru

Determinants of Private Investors' Behavior on Russian Stock Market

Abstract

The article explores behavior features of different group of private investors on the Moscow and Saint Petersburg stock exchanges. It was found that the change in the size of the biggest group of registered broker clients on Moscow Exchange depended heavily on growth of real income and key characteristics of passive forms of income, such as deposit rates, government bond returns and stock dividend yield. Active broker clients on the Moscow stock exchange mainly focused on more speculative factors, such as equity premium, equity volatility, foreign stocks' returns and exchange rate. The growth of individual investment accounts depended on factors of both active and speculative forms of income. The quantity of broker clients on Saint-Petersburg Exchange relied on an even wider set of factors, which included not only risk and returns on national markets, but also characteristics of foreign assets and exchange rates. The two Russian exchanges are interrelated. The bond and equity premium growth makes the national market more attractive than foreign assets. The expansion of private investors on the stock market in Russia, which began in 2018, is explained not only by a search for other investment instruments apart from deposits, especially under the ongoing decline in interest rates, but also by a growing interest in individual investment accounts. The latter represent a positive example of state influence on people's savings through tax policy. Another factor of the raise of private investments was the implementation of modern investment platforms and active promotion of broker services by major banks. The financial crisis which begun in March 2020 can become a serious challenge for millions of private investors who had opened accounts in the previous two years.

Keywords: Russian stock market, private investor, broker clients, savings behavior, Moscow Exchange, Saint-Petersburg Exchange, individual investment accounts, nudge theory.

JEL: G21, G23, G24, G41, G50.

References

1. Abramov A. E. *Institutsional'nye investory v mire: osobennosti deyatel'nosti i politiki razvitiya: V 2 kn. Kn. 2 [Institutional Investors in the World: Features of Activities and Development Policies. In 2 Vols. Vol. 2]*, A. D. Radygin (ed.). Moscow, Delo, RANEPa, 2014.
2. Abramov A. E., Radygin A. D., Chernova M. I., Entov R. M. "Zagadka dividendov" i rossiyskiy rynek aktsiy. Chast' pervaya [The "Dividend Puzzle" and the Russian Stock Market. Part 1]. *Voprosy ekonomiki*, 2020a, no. 1, pp. 66-92.
3. Abramov A. E., Radygin A. D., Chernova M. I., Entov R. M. "Zagadka dividendov" i rossiyskiy rynek aktsiy. Chast' vtoraya [The "Dividend Puzzle" and the Russian Stock Market. Part 2]. *Voprosy ekonomiki*, 2020b, no. 2, pp. 89-85.
4. Burenin A. N. *Upravlenie portfelem tsennykh bumag [Portfolio Management]*. Moscow, Scientific and Technical Society Academician named S. I. Vavilov, 2008.
5. Thaler R., Sunstein C. *Nudge. Arkhitektura vybora. Kak uluchshit' nashi resheniya o zdorov'e, blagosostoyanii i schast'e [Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness]*. Transl. from English by E. Petrova. Moscow, Mann, Ivanov and Ferber, 2017.
6. Mirkin Ya. M. (ed.). *Finansovye strategii modernizatsii ekonomiki: mirovaya praktika [Financial Strategies of Economic Modernization: World Practice]*. Moscow, Magistr, 2014.
7. Barber B. M., Odean T. All That Glitters: The Effect of Attention on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors. *Review of Financial Studies*, 2008, vol. 21, no. 2, pp. 785-818.
8. Barber B. M., Odean T. Online Investors: Do the Slow Die First? *The Review of Financial Studies*, 2002, vol. 15, no. 2 (Special Issue "Conference on Market Frictions and Behavioral Finance"), pp. 455-487.
9. Barber B. M., Odean T. The Behavior of Individual Investors. In: Constantinides G. M., Harris M., Stulz R. M. (eds.). *Handbook of the Economics of Finance*. North Holland, Elsevier, 2013, pp. 1533-1570.
10. Barnea A., Cronqvist H., Siegel S. Nature or Nurture: What Determines Investor Behavior? *Journal of Financial Economics*, 2010, vol. 98, no. 3, pp. 583-604.
11. Barnewall M. Psychological Characteristics of the Individual Investor. In: Droms W. (ed.). *Asset Allocation for the Individual Investor*. Charlottesville, VA, Institute Chartered Financial Analysts, 1987, pp. 3-42.
12. Barsky R. B., Juster T. F., Kimball M. S., Shapiro M. D. Preference Parameters and Individual Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, vol. 112, no. 2, pp. 537-579.
13. Bernstein P. L. *Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street*. Hoboken, NJ, John Wiley & Sons, 2005.
14. Bernstein P. L. *Capital Ideas Evolving*. Hoboken, NJ, John Wiley & Sons, 2007.
15. Betermier S., Jansson T., Parlour C., Walden J. Hedging Labor Income Risk. *Journal of Financial Economics*, 2012, vol. 105, no. 3, pp. 622-639.
16. Bodie Z., Merton R. C., Samuelson W. F. Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1992, vol. 16, no. 3-4, pp. 427-449.
17. Calvet L. E., Campbell J. Y., Sodini P. Down or Out: Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes. *Journal of Political Economy*, 2007, vol. 115, no. 5, pp. 707-747.
18. Campbell J. Y., Cochrane J. H. By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy*, 1999, vol. 107, no. 2, pp. 205-251.
19. Cocco J., Gomes F., Maenhout P. Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle. *Review of Financial Studies*, 2005, vol. 18, no. 2, pp. 491-533.
20. Cohn R. A., Lewellen W. G., Lease R. C., Schlarbaum G. S. Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition. *The Journal of Finance*, 1975, vol. 30, no. 2, pp. 605-620.

21. Cole S., Shastry G. *Smart Money: The Effect of Education, Cognitive Ability, and Financial Literacy on Financial Market Participation. Harvard Business School Working Paper*, no. 09-071, 2009.
22. Danthine J., Donaldson J. B. *Intermediate Financial Theory* (Ch. 4 “Measuring Risk and Risk Aversion”). San Diego, Elsevier, 2015, pp. 87-114.
23. Dimson E., Marsh P., Staunton M. *Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2002.
24. Dreber A., Apicella C. L., Eisenberg D., Garcia J. R., Zamore R. S., Lum J. K. The 7R Polymorphism in the Dopamine Receptor D4 Gene (DRD4) Is Associated with Financial Risk-Taking in Men. *Evolution and Human Behavior*, 2009, vol. 30, no. 2, pp. 85-92.
25. Fama E., French K. R. Luck Versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 2010, vol. 55, no. 5, pp. 1915-1947.
26. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association*, 1970, vol. 25, no. 2, pp. 383-417.
27. Fama E. F. The Behavior of Stock Market Price. *Journal of Business*, 1965, vol. 38, no. 1, pp. 34-105.
28. Friend I., Blume M. E. The Demand for Risky Assets. *American Economic Review*, 1975, vol. 65, no. 5, pp. 900-922.
29. Goetzmann W. N., Kumar A. Equity Portfolio Diversification. *Review of Finance*, 2008, vol. 12, no. 3, pp. 433-463.
30. Grossman S. J., Laroque G. Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods. *Econometrica*, 1990, vol. 58, no. 1, pp. 25-51.
31. Grossman S. J., Stiglitz J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*, 1980, vol. 70, no. 3, pp. 393-408.
32. Guiso L., Jappelli T., Terlizzese D. Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice. *American Economic Review*, 1996, vol. 86, no. 1, pp. 158-172.
33. Guiso L., Sapienza P., Zingales L. Trusting the Stock Market. *The Journal of Finance*, 2008, vol. 63, no. 6, pp. 2557-2600.
34. Guiso L., Sodini P. Household Finance: An Emerging Field. *London Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers*, no. 8934, 2012.
35. Haliassos M., Bertaut C. C. Why Do So Few Hold Stocks? *The Economic Journal*, 1995, vol. 105, no. 432, pp. 1110-1129.
36. Kuhnen C. M., Chiao J. Y. Genetic Determinants of Financial Risk Taking. *PLoS ONE*, 2009, vol. 4, no. 2, pp. 1-4.
37. Kyle A. S. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 1985, vol. 53, no. 6, pp. 1315-1336.
38. Lucas R. E. Jr., Prescott E. C. Investment Under Uncertainty. *Econometrica*, 1971, vol. 39, no. 5, pp. 659-681.
39. Malkiel B. G. Passive Investment Strategies and Efficient Markets. *European Financial Management*, 2003, vol. 9, no. 1, pp. 1-10.
40. Malmendier U., Nagel S. Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking? *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, vol. 126, no. 1, pp. 373-416.
41. Merton R. C. Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous-Time Case. *Review of Economics and Statistics*, 1969, vol. 51, no. 3, pp. 247-257.
42. Morin R. A., Suarez A. F. Risk Aversion Revisited. *The Journal of Finance*, 1983, vol. 38, no. 4, pp. 1201-1216.
43. Muth J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 1961, vol. 29, no. 3, pp. 315-335.
44. Neumann J., Morgenstern O. *Theory of Games and Economic Behavior: 60th Anniversary Commemorative Edition*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2007.
45. Palia D., Qi Y., Wu Y. Heterogeneous Background Risks, Portfolio Choice, and Asset Returns: Evidence from Micro-Level Data. *Concordia University and Rutgers Business School Working Paper*, 2009.

46. Pompian M. *Behavioral Finance and Wealth Management: How to Build Optimal Portfolios that Account for Investor Biases*. Hoboken, NJ, John Wiley & Sons, 2006.
47. Postlewaite A., Samuelson L., Silverman D. Consumption Commitments and Employment Contracts. *Review of Economic Studies*, 2008, vol. 75, no. 2, pp. 559-578.
48. Samuelson P. Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 1965, vol. 6, no. 2, pp. 41-49.
49. Sargent T. J. Rational Expectations. In: Eatwell J., Milgate M., Newman P. (eds.). *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, vol. 4. L., Palgrave Macmillan, 1987, pp. 76-79.
50. Sargent T. J. Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1972, vol. 4, no. 1, pp. 74-97.
51. Shefrin H. M., Statman M. S. The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence. *The Journal of Finance*, 1985, vol. 40, no. 3, pp. 777-790.
52. Sidney A. S. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. *Industrial Management Review*, 1961, vol. 2, no. 2, pp. 7-26.
53. Sims C. A. Rational Inattention: Beyond the Linear-Quadratic Case. *American Economic Review*, 2006, vol. 96, no. 2, pp. 158-163.
54. Thaler R., Sunstein C. *Nudge. Improving Decisions About Health, Wealth and Happiness*. New Haven, CT, Yale University Press, 2008.
55. Vissing-Jorgensen A. Perspectives on Behavioral Finance: Does "Irrationality" Disappear with Wealth? Evidence from Expectations and Actions. *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 18, 2003.

Финансовые рынки

ОПТИМИЗАЦИЯ ИНВЕСТИЦИОННЫХ ПОРТФЕЛЕЙ С УЧЕТОМ ПОВЕДЕНЧЕСКОГО ВОСПРИЯТИЯ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ

Никита РЕДЬКИН

Никита Михайлович Редькин —
аспирант кафедры экономики и финансов
Финансово-экономического института,
Тюменский государственный университет
(РФ, 625003, Тюмень, ул. Володарского, 6).
E-mail: Nik_rk@mail.ru

Аннотация

В работе представлена адаптация современной поведенческой экономической теории к портфельному инвестированию в условиях российского фондового рынка при доступной частному неквалифицированному инвестору информации об изменениях на денежном рынке. Анализируется возможность оптимизации инвестиционного портфеля с использованием его коррекции на основе изменения показателей денежно-кредитной политики, доступных в СМИ широкому кругу инвесторов. Для этого применяется поведенческая модель выбора портфеля на основе стоимости акций на Московской бирже с учетом точки ориентира по теории перспектив в виде регулируемых Банком России показателей. В качестве регулируемых показателей денежно-кредитной политики применяются ключевая ставка и норматив обязательных резервов банков, а также показатели опосредованного влияния в виде инфляции, средней ставки по банковским вкладам и курса доллара к рублю. Поведенческая модель представляет собой модифицированную теорию средней дисперсии. Расчет базовых показателей доходности и риска ведется по основным поведенческим моделям — формулам кумулятивной теории перспектив и «ментальных счетов». Автор рассматривает различные варианты формирования портфеля в соответствии с изменением уровня избегания риска. В результате сравнения моделей оптимизации портфеля средней дисперсии и моделей по модифицированной теории средней дисперсии с использованием поведенческих факторов выявлены более высокие показатели соотношения риска и доходности в прогнозируемом периоде. В анализируемый период все модели в среднем располагались на линии эффективных портфелей Марковица. В качестве дальнейшего развития поведенческой теории в области портфельной оптимизации предложены варианты адаптации модели в зависимости не только от точек ориентира, но и от изменения коэффициентов принятия риска и оценки вероятности.

Ключевые слова: кумулятивная теория перспектив, поведенческие финансы, современная портфельная теория.

JEL: G02, G11, E52.

Введение

Монетарная политика центрального банка, в том числе и в России, направлена на регулирование денежного обращения в стране и стабилизацию финансовой системы. Ее основными инструментами являются операции на открытом рынке, регулирование уровня ключевой ставки, установление нормы обязательных резервов банков.

В работе рассматривается влияние монетарной политики на поведение частных инвесторов. Под частными (или индивидуальными) инвесторами понимается объект исследования, используемый в поведенческих финансах и подразумевающий категорию инвесторов — участников фондового рынка, не имеющих финансового образования, специализированных технических средств для анализа и получения информации о положении на фондовом рынке и не обладающих опытом инвестиций на рынке. Как правило, такая категория инвесторов склонна к участию в формировании «финансовых пузырей», поведенческим ошибкам выбора инвестиционных активов и необъективной оценке принимаемого риска. Такие инвесторы используют в качестве критериев оценки своего портфеля не средние величины и дисперсию, а ожидаемое благосостояние, оценочную вероятность получения результата и другие факторы, описанные в поведенческой портфельной теории [Shefrin, Statman, 2000].

В статье предлагается рассмотреть деятельность центрального банка с точки зрения восприятия ее «поведенческими» инвесторами, которые рассчитывают свои инвестиции исходя из «норматического», субъективного отношения к предоставляемой им информации. В зависимости от личных целей (о чем говорится в исследовании поведенческой портфельной теории в последние годы [Das et al., 2018]) частные инвесторы формируют индивидуальные представления о текущей цене денежных средств и необходимой доходности финансовых активов для их защиты от обесценивания и получения минимальной или максимальной прибыли.

Политика центрального банка является публичным заявлением о выборе направления финансовой политики государства, поэтому выступает ориентиром для восприятия текущей конъюнктуры и прогнозирования будущих финансовых потоков. Частные инвесторы активно получают информацию о проведении операций Банком России из СМИ. Такие инвесторы в меньшей степени, чем профессиональные управляющие инвестиционными фондами, ориентированы на ежедневный мониторинг финансовых показателей, поэтому монетарная политика Банка России зачастую выступает для них индикатором состояния финансовой системы

и может оказаться важным стимулом к переходу от поведенческого эффекта статус-кво [Samuelson, Zeckhauser, 1988] к активному сбережению или инвестициям. Поэтому оценка чувствительности портфельного выбора к изменению показателей монетарной политики Банка России является актуальным вопросом оценки воздействия поведенческих факторов на стратегии индивидуальных инвесторов.

1. Обзор исследований

Влиянию монетарной политики на поведенческие особенности функционирования финансового рынка посвящен ряд исследований на основе анализа фондовых рынков США и России.

Отмечалось, что это влияние может проявляться в росте спроса на рынке и возникновении пузырей [Gwilym, 2013]. В части работ рассматривается степень влияния ставки Федеральной резервной системы на стоимость компаний [Ammer et al., 2008] и на денежные потоки в инвестиционном портфеле [Коерке, 2018]. Исследована также связь выбора финансовой политики и тенденций в области персональных сбережений [Kooreman, Prast, 2010]. Кроме того, внимание было уделено роли менеджмента и кадровой политики в самом регулирующем органе [Моисеев, 2018]. В исследовании инвестиционных портфелей [Маневич, 2010] отмечалась важность влияния монетарной политики на размер диверсификации активов, предлагаемых для инвестирования в экономику. Была выявлена зависимость перевода активов из акций в облигации при смягчении монетарной политики [Fratzscher et al., 2009]. Подробное исследование существующей литературы по теме взаимосвязи поведенческой экономики и монетарной политики было проведено в работе [Favaretto, Masciandaro, 2015].

В упомянутых работах влияние государственной финансовой политики изучалось с использованием моделей, описывающих экономическое равновесие (например, DSGE), либо представлялось доказательство влияния поведенческих эффектов без построения математической модели.

Особенности влияния монетарной политики на портфельное моделирование не изучены в достаточной степени. Однако влияние макроэкономического регулятора на известные в микроэкономике процессы поведения частных инвесторов рассматривается в теоретических работах о связи финансовой политики и явлений поведенческого характера [Favaretto, Masciandaro, 2015; Santoro et al., 2014].

Поскольку ранее портфельная теория уже обращалась к основам поведенческой экономики, представляется логичным изучить

особенности ее функционирования на основе реальной информации, которой обладают инвесторы. В настоящей работе рассматривается денежно-кредитная политика центрального банка как источник для принятия решений об исходной, минимальной доходности в портфельной поведенческой модели. Для понимания роли центрального банка в этом контексте следует обратиться к существующим моделям поведенческой портфельной теории.

Поведенческие портфельные модели основываются на предположениях теории перспектив [Kahneman, Tversky, 1979], ее развитии в виде кумулятивной теории перспектив [Tversky, Kahneman, 1992] и на теории «ментальных счетов» [Thaler, 1985]. Функция полезности в поведенческих моделях имеет больший изгиб в сторону отрицательной полезности при осознании потерь (относительно некоего оптимума — «точки референса»), чем при осознании прибыли. Коэффициент такого отношения неприятия потерь к оценке полезности и получил название коэффициента избегания потерь. Сами показатели изгиба функции полезности называются коэффициентами поиска (склонности) и избегания риска.

Кумулятивная теория перспектив также добавила модели оценки вероятности исходов (потерь и прибыли) в зависимости от субъективного восприятия: переоценки низких вероятностей и недооценки высоких. Теория «ментальных счетов» подошла к вопросу субъективного восприятия полезности с другой стороны. «Ментальные счета» подразумевают систему оценки полезности не по единой шкале, а с делением на несколько несвязанных между собой «счетов»: предлагалось разделить активы частного инвестора на несколько портфелей в зависимости от цели и срока инвестиций [Benartzi, Thaler, 2007]. При этом по каждому портфелю доходность определялась отдельно, а показатели принимаемого риска различались.

Первоначально портфельные поведенческие теории [Shefrin, Statman, 2000] предполагали разделение портфеля на два отдельных «ментальных счета»: портфель для рационального инвестора — по современной портфельной теории Гарри Марковица [Markowitz, 1952] и второй, «поведенческий», портфель, который предполагался для выбора «нерациональными» инвесторами. Для второго портфеля («ментального счета») в оценке доходности (полезности) и риска использовались модели из теории перспектив.

Позднее было проведено исследование сопоставимости моделей Марковица (MVT), VaR-модели и модели на основе «ментальных счетов» (MA). Результатом этого сопоставления стала модель, представленная в работе [Das et al., 2010]. В ней предполагалось, что отдельные портфели в зависимости от целей формируются с учетом поведенческих факторов и с разделением на «менталь-

ные счета», а портфель общего благосостояния в итоге рассчитывается по модели средней дисперсии.

В дальнейшем идея об ориентации портфеля на достижение определенных целей получила развитие в концепции управления благосостоянием на основе целей GBWM (Goal-Based Wealth Management) [Das et al., 2018]. Ряд исследований был посвящен анализу специфических поведенческих ошибок в области финансов (таких как «наивная диверсификация» и «фрейминг») [De Giorgi, Legg, 2012; De Giorgi, Mahmoud, 2016].

Поведенческие портфельные теории и концепции предполагают адаптацию «теории перспектив» и «ментальных счетов» к выбору между риском и доходностью по средней дисперсии. При этом в последних исследованиях фактор выбора по корреляции стандартного отклонения доходностей не был исключен из процесса оптимизации портфеля. Сами понятия доходности и риска понимаются как субъективная оценка полезности и вероятности достижения этой полезности (доходности в терминах портфельной теории) с учетом коэффициентов искажения исходных объективных показателей.

Вопрос сопоставления портфельной теории и поведенческой экономики является новым и малоизученным, поэтому представленные математические модели не были апробированы в условиях разнообразия данных по финансовым рынкам. В работе предлагается рассмотреть зависимость модели этого рода от изменений важной составляющей — точки референса, или точки оптимума, относительно которой определяется прибыльность или убыточность сделки. Автор применил собственную методологию расчета вероятности на основе стандартного нормального распределения и расчета доходности.

2. Данные

При составлении модели были использованы данные из открытых источников. В рамках исследования составлены инвестиционные портфели из обыкновенных и привилегированных акций и депозитарных расписок всех российских и иностранных компаний, котирующихся на Московской бирже.

Доходность акций рассчитана на основе данных об их ценах на сайте компании «Финам» (finam.ru). В расчете использованы цены акций 117 российских эмитентов, данные по которым имеются за период торгов с января 2009 года по декабрь 2018-го. Данные для расчета модели по будущим ценам использовались за период с января по июнь 2019 года.

В рассматриваемой модели использовались ежемесячные цены акций (данные на конец месяца). Такой подход дает усредненные результаты, однако используется для большего соответствия характеру поведенческой модели неквалифицированного частного инвестора.

За безрисковую ставку для расчета коэффициента Шарпа принята ставка бескупонной доходности по тридцатилетним государственным облигациям, рассчитанная в рамках кривой бескупонной доходности Московской биржей, за каждый месяц исследуемого периода.

Величина коэффициентов в поведенческой модели использована в соответствии со значениями, указанными в оригинальных статьях Даниэля Канемана и Амоса Тверски по теории перспектив и кумулятивной теории перспектив (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

Значения коэффициентов поведенческих моделей

Коэффициент	Значение
λ , коэффициент избегания потерь	2,25
α, β , коэффициенты избегания и поиска риска	0,88
δ , коэффициент оценки малых вероятностей	0,61
γ , коэффициент оценки больших вероятностей	0,69
k , коэффициент соотношения малых и больших вероятностей	0,33

Источники: [Kahneman, Tversky, 1979; Tversky, Kahneman, 1992].

Необходимо отметить, что коэффициент γ , показывающий недооценку больших вероятностей, используется дважды: в оптимизационной задаче Марковица и в оптимизации по разным группам «ментальных счетов» (в этом случае он определяется как коэффициент избегания риска). Ряд значений коэффициента был использован ранее в эксперименте [Das et al., 2010]: 0,69, 0,8773, 2,7063, 3,7950. Эти коэффициенты избегания риска предлагались при составлении портфелей со следующими целями: наследство, накопления на образование и на пенсионное обеспечение. Портфель с самым низким показателем избегания риска — это портфель текущих сбережений со стандартным значением коэффициента оценки вероятностей.

Следует отметить, что в статье [Tversky, Kahneman, 1992] упомянуты эмпирические источники коэффициентов, полученные в том же году. Тем не менее несколько позднее график кривой полезности (и, соответственно, коэффициенты) был рассчитан на основе экспериментальных данных аналогичным образом в других исследованиях [Gonzalez, Wu, 1999; Lattimore et al., 1992; Prelec, 1998]. Использование указанных значений коэффициентов допу-

скается как в силу доказанности более поздними исследованиями, так и по причине изучения психологии человека в целом, без ограничения его поведения и реакции на определенную конъюнктуру рынка. При рассмотрении поведенческого «эффекта удаления» («диспозиции») — финансово-поведенческого явления на рынке ценных бумаг в виде покупки падающих ценных бумаг и продажи растущих в цене — авторы [Barberis, Xiong, 2009] по-прежнему ссылались на данные Тверски и Канемана в статье [Tversky, Kahneman, 1992]. В настоящем исследовании предполагается, что сама функция отношения к прибылям, убыткам, вероятности и риску не изменилась за тридцатилетний период в значительной степени, поскольку этот вопрос является объектом культурно-ценностного исследования человеческой личности, в то время как в экономической поведенческой литературе используются данные исходного эксперимента [Das et al., 2010].

Некоторые авторы [Burns et al., 2010] отмечали, что теория перспектив в части оценки вероятности еще мало изучена, несмотря на популярность методов оценки вероятности и риска в работах Тверски и Канемана. Современные аналоги методических исследований по поведенческим эффектам относятся к 2010–2013 годам и представляют собой анализ конкретной зависимости выбора от текущего контекста, что является в большей степени продолжением теорий «ментальных счетов» и «фрейминга». Более подробно эти направления рассмотрены в обзорной статье [O'Donoghue, Somerville, 2018].

3. Методология

Расчет параметров доходности и принимаемого риска в поведенческой портфельной модели производится через совмещение методов расчета современной портфельной теории (дисперсии доходности) и соотношений субъективной переоценки доходности и риска (вероятности достижения уровня определенной доходности) из теории перспектив. Поэтому вначале необходимо обозначить модель портфеля в представлении современной портфельной теории с целью максимизации прибыли (так как модели поведенческой теории основываются на оптимизации прибыли). Портфель в теории Марковица [Markovitz, 1952] подразумевает максимизацию доходности всех частей общего портфеля:

$$\sum_{i=1}^n w_i \cdot r_i \rightarrow \max$$

при условии снижения уровня риска (в виде ковариации стандартных отклонений доходностей активов):

$$\sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j k_{ij} \sigma_i \sigma_j} < \sigma_p,$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1,$$

$$w_i \geq 0,$$

где w_i, w_j — доли i -го и j -го активов в портфеле соответственно, n — число разновидностей активов в портфеле, r_i — значение средней доходности i -го актива в портфеле, σ_i, σ_j — стандартные отклонения доходности i -го и j -го активов соответственно (показатели величины риска), k_{ij} — показатель корреляции доходностей инструментов.

Модель поведенческого портфеля представляет собой модификацию модели по Марковицу с учетом коэффициентов избегания потерь, отношения к риску и вероятности (показателей кумулятивной теории перспектив), а также с критерием достижения различных уровней доходности с разными шкалами вероятности («ментальных счетов») [Das et al., 2010]:

$$\sum_{i=1}^n w_i(\gamma) \cdot v(r_i) + \Phi^{-1}(\pi) \times$$

$$\times \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i(\gamma)^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i(\gamma) w_j(\gamma) k_{ij} \sigma_i \sigma_j} = H,$$

где $v(r_i)$ — среднее значение доходности, $\Phi(\pi)$ — функция кумулятивного стандартного нормального распределения вероятности, $w_i(\gamma), w_j(\gamma)$ — доли i -го и j -го активов в портфеле соответственно с учетом коэффициента избегания риска γ , H — желаемый уровень доходности портфеля, при котором существует определенный максимальный уровень субъективной вероятности (α_s), что уровень реальной доходности будет меньше желаемого $r(p)$. В математическом выражении это выглядит так:

$$Prob[r(p) \leq H] \leq \alpha_s.$$

Показатель $w_i(\gamma)$ является решением следующей оптимизационной задачи:

$$\sum_{i=1}^n w_i \cdot v(r_i) - \frac{\gamma}{2} \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j k_{ij} \sigma_i \sigma_j} \rightarrow \max$$

при условии

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n w_i l &= 1, \\ l &= [1, 1, \dots, 1], \\ w_i &\geq 0, \end{aligned}$$

где l — матрица единиц, то есть сумма долей портфеля равна единице. Таким образом, добавление в современную портфельную теорию особенностей разделения полезности по различным «ментальным счетам» привело к разделению процесса оптимизации на нахождение оптимального портфеля в соответствии с критерием ограничения риска (по современной портфельной теории) с учетом различных уровней избегания риска (в зависимости от различных «ментальных счетов») и последующее определение вероятности различных уровней доходности (минимальный уровень вероятности для наибольшей доходности и максимальный — для минимально гарантируемого уровня доходности).

Расчет показателей доходности и вероятности в поведенческой модели основывается на постулатах теории перспектив, ее развитии в кумулятивной теории перспектив и теории «ментальных счетов». Ключевой особенностью исчисления этих показателей является использование искаженной кривой полезности (с завышенным восприятием урона от потерь и при относительно занижении полезности от получения прибыли), кривой оценки вероятности (переоценка больших вероятностей и недооценка малых).

Доходность актива на конец месяца определяется по формуле логарифмической доходности, наиболее применимой при оценке доходности на фондовом рынке без соотнесения процентного изменения к базовым величинам:

$$r_n = \ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right) \cdot 100,$$

где r_n — годовая доходность за n -й период, P_i — цена акции в момент окончания n -го месяца, P_0 — цена акции в момент окончания n -го периода в предыдущем году.

Следует отметить, что доходность измеряется исходя из буквального восприятия частным инвестором доходности в каждый отдельно выбранный месяц на основе понятия доходности за год. Такой подход представляется более применимым в практической оценке настроений частного нерационального инвестора, о типологии которого говорилось ранее.

Эта модель отражает искаженное восприятие инвестором реальной доходности в соответствии с теорией перспектив. Поэтому искаженная доходность $v(r_n)$ вычисляется посредством применения поведенческих коэффициентов [Kahneman, Tversky, 1979] к логарифмической доходности:

$$v(r_n) = \begin{cases} (r_n - r_0)^\alpha, & \text{если } r_n \geq r_0, \\ -\lambda(r_0 - r_n)^\beta, & \text{если } r_n < r_0, \end{cases}$$

где α — коэффициент поиска риска, β — коэффициент избегания риска, λ — коэффициент избегания потерь (отрицательной доходности), r_0 — доходность в точке оптимума (базовая доходность, относительно которой определяется прибыльность или убыточность текущей доходности).

Доходность в точке оптимума — это точка референса согласно теории перспектив, то есть та доходность, относительно уровня которой инвестор рассчитывает полученную итоговую доходность. Таким образом, инвестор сравнивает доходность, полученную от разницы между ценами покупки и продажи актива, с доходностью индикатора (ключевой ставки, норматива по обязательствам перед физическими лицами, обменного курса рубля, индекса инфляции или средней ставки по депозиту) за аналогичный период. В результате этот параметр отражает величину субъективной оценки заработанного процента. В зависимости от используемого показателя доходности точки оптимума было рассчитано пять моделей. Каждый параметр базовой доходности использовался в качестве точки референса — минимальной доходности, относительно которой инвестор вычисляет свою доходность как разницу между курсовой стоимостью и доходностью индикатора.

В качестве источников расчета точки оптимума (точки референса) в теории перспектив были взяты следующие показатели: величина минимальной заявляемой ставки на аукционах РЕПО (ключевой ставки) (модель MVCPT-1), норматив резерва по обязательствам перед физическими лицами в рублях по данным с сайта cbr.ru Банка России (MVCPT-2), а также обменный курс рубля к доллару по данным Банка России в процентах к месяцу предыду-

щего года (MVCPT-3). В качестве косвенных показателей денежно-кредитной политики были взяты следующие показатели: базовый индекс потребительских цен на товары и услуги в процентах в текущем месяце по отношению к аналогичному месяцу предыдущего года (индекс инфляции) (MVCPT-4) с сайта Росстата (gks.ru), средняя ставка по депозитам в банках для физических лиц до одного года, кроме счетов «до востребования» (с сайта Банка России) (MVCPT-5). В этом случае уровень инфляции для неквалифицированного инвестора является минимальным приемлемым уровнем доходности портфеля: если она ниже, он субъективно ощущает потерю. В этом заключается экономический мотив принятия решения на основании инфляции. Показатель норматива по обязательствам перед физическими лицами, несмотря на низкую волатильность, представляет интерес в качестве одного из главных инструментов монетарной политики, влияющего на денежную массу и, соответственно, инфляцию. С точки зрения анализа различных инструментов монетарной политики важен как фактический показатель инфляции, так и его регуляторные причины, включая ключевую ставку и норматив резервов банков (исследование посвящено прежде всего влиянию монетарной политики на вероятные последствия применения регуляторных инструментов). Динамика показателя инфляции является следствием, а норма резервов — индикатором, сигналом со стороны регулятора, в том числе в модели для частных инвесторов.

Малая волатильность в применении модели для анализа неквалифицированными инвесторами — также допустимый фактор, так как принимаемые ими решения не являются оперативными, а показатель норматива резервов за счет малой изменчивости — более подходящий в таком случае вариант для формирования портфеля.

Ориентируясь на индикатор точки референса, инвестор оптимизирует как риск, так и доходность портфеля. Однако портфели формировались по математической модели квадратичного программирования с максимизацией доходности при ограничении уровня риска. При каждом уровне риска фиксировалась максимальная доходность, соответствующая минимальному уровню возможного риска при такой доходности. Это объясняется тем, что математическая модель оптимизации (квадратического программирования) по максимизации доходности является обратной задачей минимизации риска. Соответственно, эффективная кривая риска — доходности отражает набор оптимальных сочетаний этих показателей. Все портфели, сложенные в иных пропорциях активов, представляют либо больший уровень риска при такой доходности, либо меньший уровень доходности при таком риске.

Далее определяется средняя доходность среди показателей логарифмической годовой доходности с учетом коэффициентов отношения к риску и потерям. Среднее значение доходности определяется по формуле

$$v(r_i) = \frac{1}{m} \sum_{n=1}^m v(r_n),$$

где m — число измерений.

Стандартное отклонение доходности σ_i как показатель риска в современной портфельной теории вычисляется следующим образом:

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{n=1}^m (v(r_n) - v(r_i))^2}.$$

При оценке вероятности достижения результата по теории «ментальных счетов» после оптимизации соотношения риска и доходности по модели Марковица используется дополнительный показатель оценки вероятности достижения результата в виде функции стандартного нормального распределения. Кумулятивная функция стандартного нормального распределения (интегрального распределения) представлена следующим образом:

$$\Phi(\pi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\pi} e^{-t^2/2} dt,$$

где e — число «е», t — период.

При этом распределение объективных вероятностей α_j воспринимается искаженно (субъективно) в виде вероятности $\pi(\alpha_s)$. Именно последняя, субъективная, вероятность используется в функции распределения вероятности $\Phi(\pi)$. Это происходит в соответствии с коэффициентами по формулам кумулятивной теории перспектив в виде соотношения объективных и субъективных вероятностей [Tversky, Kahneman, 1992]:

$$\pi(\alpha_s) = \begin{cases} \pi^{-} \left(\sum_{j=1}^s \alpha_j \right) - \pi^{-} \left(\sum_{j=1}^{s-1} \alpha_j \right), & s = 1, \dots, k, \\ \pi^{+} \left(\sum_{j=s}^S \alpha_j \right) - \pi^{+} \left(\sum_{j=s+1}^S \alpha_j \right), & s = k + 1, \dots, S \end{cases}$$

при условии

$$\pi^-(\alpha_j) = \frac{\alpha_j^\delta}{(\alpha_j^\delta + (1 - \alpha_j)^\delta)^{1/\delta}},$$

где $j = 1, \dots, k$,

$$\pi^+(\alpha_j) = \frac{\alpha_j^\gamma}{(\alpha_j^\gamma + (1 - \alpha_j)^\gamma)^{1/\gamma}},$$

где $j = k + 1, \dots, S$; $\pi^-(\alpha_j)$ — функция низких объективных вероятностей α_j ; $\pi^+(\alpha_j)$ — функция высоких объективных вероятностей α_j ; $\pi(\alpha_s)$ — функция субъективных вероятностей; k — коэффициент разделения вероятностей на низкие и высокие; δ — коэффициент переоценки низких вероятностей; γ — коэффициент недооценки высоких вероятностей; j — уровень вероятности; S — гарантированная вероятность события (равна 100%).

Таким образом, на примере критерия точки оптимума в виде ключевой ставки можно представить алгоритм расчета портфеля по кумулятивной теории перспектив с учетом «ментальных счетов» (MVCPT) в сравнении с классической теорией средней дисперсии (MVT) следующим образом.

1. Рассчитывается доходность актива как разность между ценой его покупки и продажи по завершении периода (в MVCPT из разности также вычитается уровень доходности, воспринимаемый инвестором как базовый, минимальный, — величина ключевой ставки в данный момент с учетом коэффициентов отношения к отрицательной доходности и к риску, то есть доходности в целом).

2. Рассчитывается средняя доходность актива (в MVCPT за вычетом точки референса) за весь период и уровень стандартного отклонения доходности за весь период.

3. Составляется ковариационная матрица доходностей активов (в MVCPT за вычетом точки референса) за каждый период.

4. Рассчитывается соотношение активов в портфеле относительно минимизации произведения ковариационной матрицы и матриц долей активов. В модели MVCPT также возможно изменить уровень отношения к риску в виде коэффициента. Каждому значению коэффициента будет соответствовать свое соотношение долей активов.

5. Определяется доходность целого портфеля на основании долей активов и их средней доходности за весь период.

6. В случае расчета MVCPT также определяются уровни восприятия субъективных вероятностей через коэффициенты отношения к большим и малым вероятностям.

7. Затем в модели MVCPT рассчитывается вероятный уровень доходности — по модели, включающей стандартное нормальное

распределение вероятности достижения, рассчитанной в пятом пункте доходности, но с учетом величины вероятностей, рассчитанных в шестом пункте. С каждым уровнем субъективной вероятности будет соотноситься свой уровень доходности.

Соответственно, в модели MVT результатом будет кривая эффективных портфелей (по уровню соотношения риска — доходности), а в MVCPT — набор кривых относительно каждого уровня отношения к риску, различающийся в зависимости от выбранного показателя точки референса. Также в модели MVCPT доходность определяется не максимально возможным уровнем при данном уровне риска, а кривой определенных уровней доходности в зависимости от большей или меньшей вероятности.

В качестве критерия эффективности модели выступил коэффициент Шарпа. Коэффициент Шарпа рассчитывается на основе соотношения реальной доходности r_p портфеля со ставкой бескупонной доходности по тридцатилетним государственным облигациям (данные Банка России и Московской биржи с сайта moex.com) r_f за тот же период относительно риска (стандартного отклонения) в целом по портфелю σ_p в соответствии с современной портфельной теорией:

$$S_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}.$$

В представленной модели были применены как критерии оптимальности портфеля средней дисперсии, так и зависимости переоценки вероятности, риска и доходности, а также разделения полезности (доходностей портфелей) в соответствии с теориями перспектив и «ментальных счетов», а также с кумулятивной теорией перспектив.

Такая совокупность концепций объединяет подходы традиционной современной портфельной теории и поведенческой портфельной теории. В работе рассмотрены различные параметры коэффициентов избегания риска в портфеле и субъективно искаженные показатели оценки вероятности достижения различных уровней доходности. Ключевыми отличиями моделей MVCPT друг от друга являются разные показатели точек оптимума как результатов деятельности Банка России в сфере денежно-кредитной политики.

4. Результаты

Представленная методология подбора ряда эффективных портфелей на основе данных российского фондового рынка позволила сопоставить результаты поведенческих портфельных моделей с учетом различных точек оптимума (MVCPT) и результаты при-

менения модели средней дисперсии (MVT). Несмотря на различие понятий риска в представленных моделях, аналогичные принципы расчета и механизм минимизации ковариации доходностей активов между собой позволяют использовать соотношение долей активов из поведенческих моделей в модели средней дисперсии. Наличие элемента расчета ковариации доходностей как основного критерия диверсификации в моделях обуславливает возможность применения в классической модели результатов (долей активов) модели с субъективной доходностью и субъективной вероятностью.

Соответственно, сопоставимость результатов моделей позволяет сделать выводы о необходимости и полезности использования поведенческих «надстроек» (в виде измененных формул расчета доходности, вероятности и риска) в портфельной теории на примере российского фондового рынка, а также выбрать наиболее эффективную модель по единому критерию риска — стандартному отклонению. Несмотря на сложность самостоятельной оценки стандартного отклонения неквалифицированным инвестором, описанные модели предлагаются для разработки методологии негосударственных пенсионных фондов и других инвестиционных фондов, конечными потребителями которых являются частные инвесторы, приобретающие их паи.

Прежде всего следует отметить, что поведенческие модели не имеют значительных отличий в результатах по уровню диверсификации активов от модели средней дисперсии (рис. 1).

Несколько портфелей при применении каждого вида точек оптимума соотносятся с изменяющимся параметром, отвечающим за уровень отношения к риску, — коэффициентом поиска — избегания риска. Это второй этап методологии, связанный с разделением одного портфеля на несколько подпортфелей в зависимости от уровня отношения к риску в каждом. Первым этапом является расчет по теории перспектив доходности по отношению к уровню оптимальной доходности (точки референса). При каждом уровне риска доходность будет иметь различные значения, однако на рис. 1 представлена лишь диверсификация активов при каждом уровне измеренного риска.

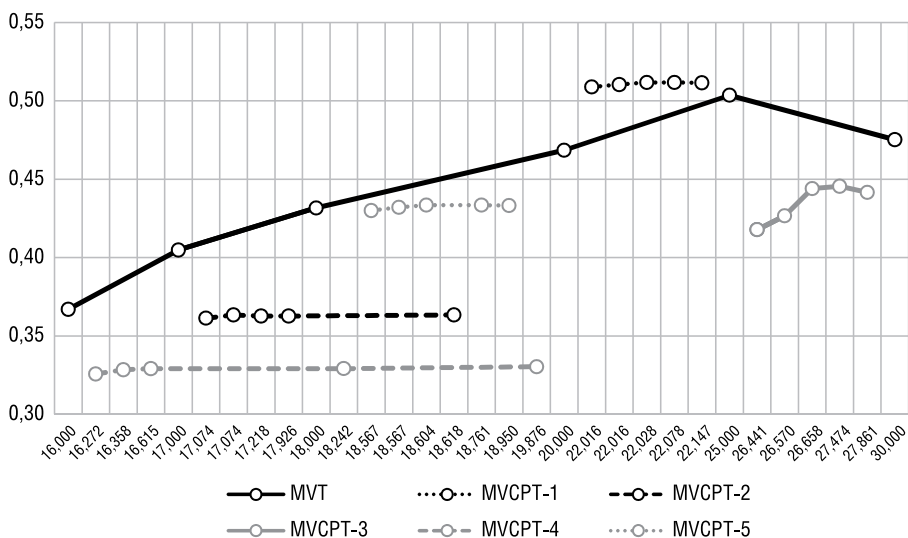
Как следует из результатов графического анализа, модель средней дисперсии незначительно преобладает по уровню диверсификации над остальными моделями, однако во всех портфелях присутствуют в среднем четыре-пять акций различных компаний. В моделях без использования критерия ковариации доходности активов результаты имеют более значимые различия [Редькин, 2019]. Поэтому можно сделать вывод, что все модели в равной степени применимы для неквалифицированных инвесторов с точки зрения безопасности вложений активов и диверсификации рисков.

Также необходимо отметить, что такие факторы, как максимальная стоимость одного лота активов, особенности квалификационных ограничений на приобретение акций, не рассматривались, поскольку подразумевается приобретение подобных портфелей неквалифицированными инвесторами через паи инвестиционных фондов. Такой подход позволяет рассмотреть более широкий спектр доступных активов и больше отвечает интересам частных инвесторов. Результаты моделирования указывают на использование в портфелях привилегированных акций, что обусловлено их невысокой волатильностью и большей доходностью на российском рынке. Эти аспекты необходимо учитывать при составлении реального портфеля, однако в контексте настоящего исследования они показывают, что частному инвестору будет комфортнее, то есть предпочтительнее, иметь портфель из небольшого (четыре-шесть) числа активов с включением привилегированных акций. Спорность такой диверсификации и малая ликвидность привилегированных акций наряду с их высокой базовой стоимостью (лота) обусловлены выбором в модели активов с относительным предпочтением наиболее стабильных, растущих и устойчивых в прогнозируемой доходности относительно доходности референса. Такая диверсификация является привлекательным вариантом для инвестора, нацеленного на стабильный, постоянный рост активов с учетом корреляции доходностей активов между собой, и в условиях российского рынка результатом оказывается ограниченное количество активов в портфеле. Результаты такой модели в итоге (по показателю коэффициента Шарпа) сопоставимы с диверсификацией по классической модели.

При сравнении портфелей по параметру эффективности (соотношения принимаемого риска и предполагаемой доходности) в виде коэффициента Шарпа наблюдаются более значимые различия (рис. 2).

Для сопоставимости на рис. 2 представлена только часть эффективных портфелей по современной портфельной теории в диапазоне уровня риска, допускаемого поведенческими портфелями. Как видно из рис. 2, модель современной портфельной теории превосходит по показателям эффективности (соотношения доходности и риска) поведенческие модели с различными точками оптимума, однако уступает единственной модели MVCPT-1, построенной относительно ключевой ставки ЦБ в качестве точки оптимума. К тому же модель MVCPT-1 предполагает значительный уровень доходности — на уровне 22% годовых.

Тем не менее коэффициент Шарпа не является достаточным для оценки поведенческих моделей, так как зависит от своей точки оптимума — ставки r_f по депозитам. Поэтому необходимо также

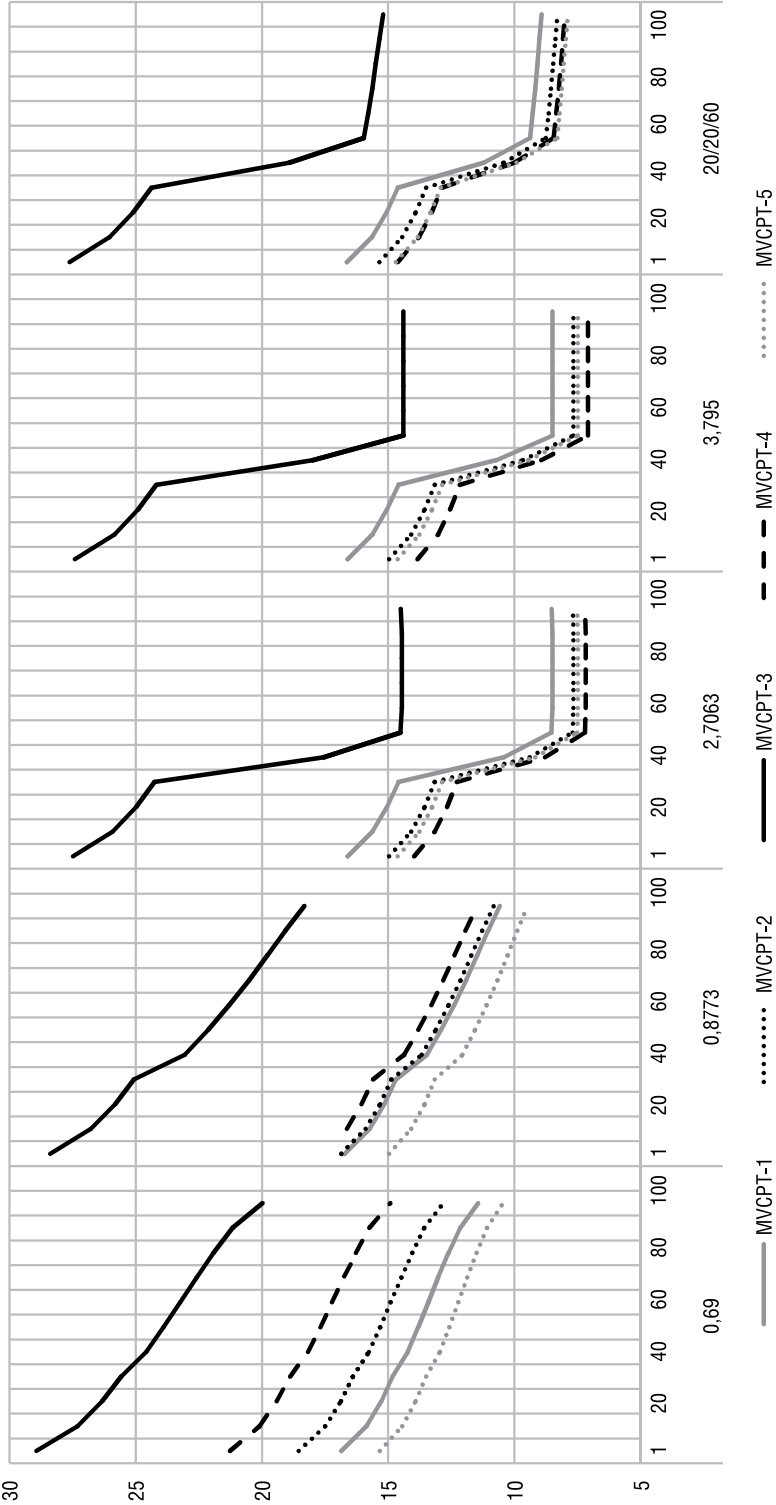


Источники: finam.ru, Банк России, Росстат.

Рис. 2. Величина коэффициента Шарпа (ось ординат)
в зависимости от уровня риска (ось абсцисс, %) в эффективных портфелях

сопоставить сами показатели доходности и риска в виде множества эффективных портфелей, чтобы оценить уровни предполагаемой доходности и принимаемого риска для всех моделей. Однако в случае поведенческих моделей риск зависит от переменного показателя — уровня избегания риска (коэффициента γ). Отличие уровня доходности по отношению к уровню риска (от 0 до 100%) отражено на рис. 3.

Как видно из рис. 3, наибольшие значения ожидаемой доходности в поведенческих моделях соответствуют наименьшим показателям вероятности такого результата (то есть при уровне избегания риска менее 1% ожидаемая доходность имеет наибольшее значение). Наиболее высокие ожидания доходности предполагает модель MVCPT-3, что соответствует высокой доходности в сравнении с моделью MVT, но с меньшим отношением к принимаемому риску (коэффициентом Шарпа), о чем свидетельствуют кривые на рис. 2. Модель MVCPT-1, показывающая лучшие результаты по параметру коэффициента Шарпа, чем модель MVT, по соотношению уровня избегания риска находится на низком уровне при низком уровне избегания риска (0,69) и начинает превосходить другие модели при более высоких уровнях избегания риска. При этом относительно своих прошлых уровней доходности модель остается неизменной. Уровень ожидаемой доходности остальных моделей, напротив, снижается с ростом уровня избегания риска. Соответственно, модель является нечувствительной к росту показателя избегания риска, при этом обеспечивая максимальный



Источники: fпam.ru, Банк России, Росстат.

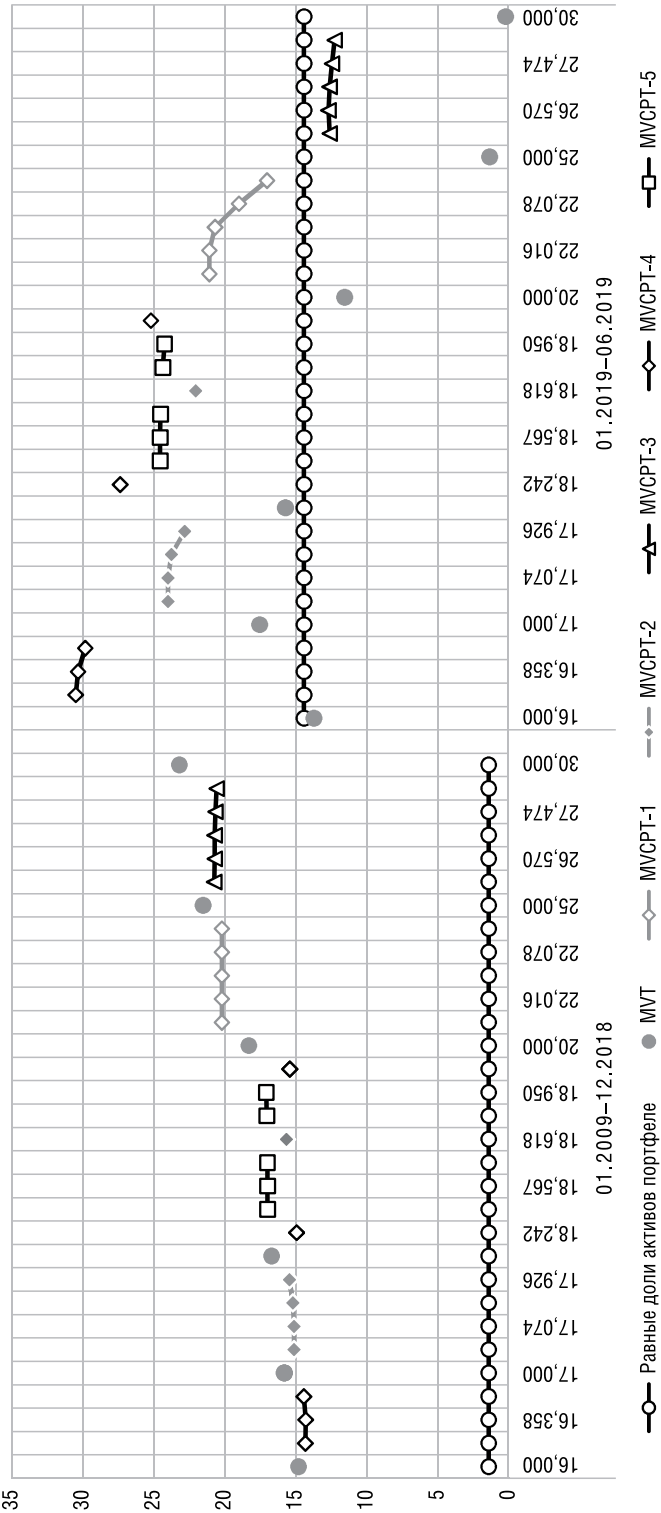
Рис. 3. Соотношение предполагаемой доходности (ось ординат, %) и вероятности ее достижения α , в зависимости от уровня избегания риска γ (ось абсцисс, %)

уровень доходности к риску при текущей ставке по депозитам. Вместе с тем модель с максимальной ожидаемой доходностью при большей чувствительности к избеганию риска показывает меньшие результаты по показателю коэффициента Шарпа.

Необходимо отметить, что показатель коэффициента Шарпа является в свою очередь величиной, которая измеряет соотношение доходности и риска. Влияние величины ставок по депозитам не оказывает решающего воздействия на измерение коэффициента Шарпа, однако не свидетельствует об «оптимальности» составления инвестиционного портфеля на основе выбранных ценных бумаг в будущем. Чтобы объяснить это положение, необходимо прямо измерить показатель соотношения доходности и риска (стандартного отклонения), представленный на рис. 4.

Рис. 4 отражает данные о реальной доходности портфелей за расчетный период (2009–2018) и тестирование портфелей в течение следующего полугодия. Полугодовой период представляется уместным для изучения результатов доходности, так как в настоящем исследовании под доходностью подразумевается отношение текущей цены актива к его цене год назад на конец соответствующего месяца (то есть доходность в любом случае отражает годовую доходность в различные месяцы полугодия). На рис. 4 приведен также уровень минимальной доходности портфеля при равномерной диверсификации инвестиций между всеми возможными активами.

На кривой классической портфельной теории не отмечены дробные варианты соотношения риска и доходности в целях наглядности. Как видно из рис. 4, в целом результаты классической модели совпадают с решениями поведенческих моделей, но последние лежат несколько ниже эффективной кривой, так как модель по Марковицу является оптимальной, то есть наилучшей в результате математического процесса оптимизации соотношения риска и доходности. Однако в одной модели (MVCPT-4) виден вариант портфеля с большим значением доходности, который лежит над уровнем эффективной кривой. Отклонение объясняется процедурой расчета, которая дала основания видеть в ключевой ставке лучший показатель для определения доходности отдельных активов, чем их непосредственная чистая стоимость. Методика составления поведенческой оптимизационной задачи практически аналогична классической теории и, по сути, включает ее. Отличия (сравнительно более низкие показатели) в поведенческой теории показывают влияние долей поведенческих коэффициентов (коэффициенты отношения к риску невысоки, отклонение составляет 0,88, а коэффициент избегания потерь обуславливает исключение малодоходных относительно опти-



Источники: fпam.ru, Банк России, Росстат.

Рис. 4. Соотношение реальной доходности поведенческих портфелей и портфеля MVPT (ось ординат, %) относительно стандартного отклонения доходности (ось абсцисс, %) в расчетном и будущем периодах

му активов, и его влияние на графике не видно из-за отсутствия таких активов в портфеле).

В то же время на реальных прогнозируемых данных видно значительное расхождение результатов кривой эффективных портфелей и кривых, построенных по поведенческим портфелям. Соответственно, в реальных условиях ориентация на динамические показатели монетарной политики приводит к лучшим показателям даже при наличии поведенческих коэффициентов. Гипотетически именно более «боязливое» восприятие риска (поведенческие коэффициенты, занижающие доходности в убыточных относительно оптимума активах) приводит к отсеиванию рискованных активов, которые равноправно рассматриваются в классической теории и чаще включаются в итоговый портфель с расчетом на более высокую доходность.

Реальная доходность за расчетный период (на основе данных которого строились модели) повторяет результаты ожидаемой доходности: модель MVCPT-3 показала наибольшую доходность при наибольшем уровне риска, модель MVCPT-1 занимает второе место по доходности при сравнительно меньшем уровне риска. В случае измерений за расчетный период только модель MVCPT-1 превысила уровень значений модели MVT, а по отношению к уровню диверсификации с равными долями все модели показали лучший результат.

Однако в случае анализа результатов моделей в будущем периоде (следующее полугодие) наблюдаются иные зависимости. Реальная доходность портфелей возрастает по мере снижения уровня принимаемого риска (ожидаемого риска, принимаемого в исходных моделях). Модель MVT оказывается эффективной (превосходящей равную диверсификацию) при риске 16–17%, но при этом по результатам полученной доходности ниже всех поведенческих моделей. Модель MVCPT-3 также не является эффективной, так как уровень доходности при таком распределении активов тоже не превышает равную диверсификацию между всеми активами, а принимаемый риск имеет наивысшие значения среди поведенческих моделей. Наилучшей из оставшихся поведенческих моделей является MVCPT-4. При наименьшем уровне ожидаемого риска модель MVCPT-4 показала наибольшую реальную доходность. Следует отметить, что в соотношении доходности и риска в расчетном периоде эта модель предполагала наименьшую доходность при наименьшем риске, как и при измерении показателя коэффициента Шарпа, и наибольшее снижение уровня ожидаемой доходности с ростом уровня избегания риска. При этом не наблюдается принципиальной разницы в точности прогнозов между моделью MVCPT-4 и другим моделями (табл. 2).

Т а б л и ц а 2

**Различие пределов уровней реальной и ожидаемой доходности
в моделях в будущем периоде**

Показатель, используемый в качестве точки оптимума в поведенческих моделях	Модели портфелей	Реальная доходность (%)		Ожидаемая доходность (%)		Разница между реальной и ожидаемой доходностью	
		макси- мальная	мини- мальная	макси- мальная	мини- мальная	макси- мальная	мини- мальная
	MVT	17,52	0,20	34,52	-29,80	-17,00	30,00
Ключевая ставка	MVCPT-1	21,06	17,00	16,86	8,50	4,20	8,50
Норматив по обязательствам перед физическими лицами в рублях	MVCPT-2	23,96	22,00	18,55	7,66	5,414	14,34
Курс доллара к рублю, по данным ЦБ	MVCPT-3	12,66	12,25	28,94	14,40	-16,27	-2,15
Базовый индекс потребительских цен на товары и услуги	MVCPT-4	30,46	25,17	21,27	7,09	9,19	18,08
Ставка по депозитам для физических лиц до одного года, кроме счетов «до востребования»	MVCPT-5	24,52	24,21	15,34	7,49	9,18	16,72

Примечание. Выделены показатели наибольшей максимальной и наименьшей минимальной доходности и наименьшей разницы в максимальной и минимальной ожидаемой и реальной доходности.

Источники: fnam.ru, Банк России, Росстат.

В табл. 2 отображена информация о расхождении итоговых моделей, на основе которых рассчитывался коэффициент Шарпа, с моделями на новых данных из следующего периода. Прогнозируемая доходность моделей по сравнению с реальными данными портфелей, сформированных ранее, отличается сильнее у классической модели, чем у поведенческих. Соответственно, коэффициент Шарпа не отразил в полной мере качество моделей и их применимость на реальных данных для прогнозирования и более применим для оценки границ прогнозируемой доходности в поведенческих моделях.

Как видно из табл. 2, разница между реальной и ожидаемой доходностью имеет наименьший разброс в модели MVCPT-1, а наибольший — в модели MVT. Можно сделать предположение, что модель MVT наименее точно отражает результаты реальной доходности в будущем относительно предположений о доходности по модели. Поведенческие модели более точны в определении границ возможной будущей доходности.

Исходя из результатов анализа моделей можно сделать общий вывод о большей точности и результативности моделей поведенческого характера по сравнению с моделью средней дисперсии. Тем не менее результаты моделей в тестовом периоде и на свежих рыночных данных значительно различаются. Большинство моделей показали в итоге больший результат доходности, чем предполагалось в расчетном периоде, но модели с меньшим ожидаемым уровнем риска (вероятности) дали наилучшие результаты. Модель MVCPT-4, использующая показатель инфляции в качестве точки оптимума для расчета доходности, обеспечила наибольший уровень доходности. Модель MVCPT-2, основанная на точке референса в виде норматива по обязательствам перед физическими лицами, при меньшем уровне риска показала меньшую доходность, чем модель MVCPT-5, основанная на показателе текущей средней ставки по депозитам. Модель MVCPT-1, рассчитанная по ключевой ставке в роли точки оптимума, при наибольшем ожидаемом уровне риска показала меньший результат доходности (сопоставимый с доходностью MVT при меньшем уровне риска), чем другие модели в пределах эффективной границы диверсификации (выше уровня диверсификации по равным долям).

Заключение

Проведенный анализ моделей инвестиционных портфелей на основе поведенческой теории с учетом кумулятивной теории перспектив и «ментальных счетов» с использованием различных индикаторов денежно-кредитной политики Банка России подтвердил возможность привлечения этих показателей для анализа доходности и риска портфельных инвестиций на российском рынке. В целом показатели денежно-кредитной политики прямого и косвенного характера продемонстрировали лучшую доходность портфелей, составленных по поведенческой теории, чем доходность портфеля, построенного по теории средней дисперсии.

Наиболее прибыльным вариантом стала модель по косвенному показателю денежно-кредитной политики Банка России в виде уровня инфляции (базового индекса потребительских цен на товары и услуги). Это можно считать позитивным моментом, поскольку ориентация поведенческих моделей инвестиций на этот показатель весьма вероятна: он постоянно публикуется на главной странице сайта Банка России и данные о нем широко распространены. В то же время показатель ключевой ставки, сопутствующий инфляции, также публикуемый на главной странице сайта и часто упоминаемый в СМИ, не является предпочтительным среди всех

моделей поведенческого характера, так как влечет за собой больший риск при сравнительно меньшей доходности и равном уровне доходности в модели средней дисперсии.

Кроме того, индикатор косвенного влияния денежно-кредитной политики в виде стоимости доллара в рублях в модели MVCPT-3 показал не только самую низкую доходность, но и неэффективный (ниже простейшего, равного распределения долей активов) уровень диверсификации. Из этого следует, что нельзя точно обосновать приоритетность косвенных показателей монетарной политики по сравнению с прямыми индикаторами. Также нет четкой связи между доступностью информации о показателе и эффективностью модели с учетом этого показателя. Использование одинаково доступных показателей может дать кардинально разные результаты. Поэтому предсказать прямое влияние изменения наиболее известных показателей денежно-кредитной политики на стратегии портфельного инвестирования невозможно.

В то же время ценность проведенного исследования заключается в выявлении того показателя, характеристики которого при использовании в поведенческих моделях портфелей приводят не только к наивысшим значениям доходности и минимизации риска среди себе подобных, но и относительно высоки по сравнению с базовой моделью инвестиций по средней дисперсии. При этом в моделях удастся сохранить принцип диверсификации и ориентировать инвестиции на учет текущей экономической ситуации через точку оптимума как индикатор ценности денег в стране.

Поэтому можно сделать вывод, что показатель инфляции как косвенный результат денежно-кредитной политики Банка России (вместе с возможными заменами в виде норматива по обязательствам перед физическими лицами и производной — текущей средней ставкой по депозитам) является рациональной и доходной альтернативой для ориентации моделей портфельного инвестирования на индикаторы состояния денежного рынка в стране. Банк России в таком случае выступает гарантом большей безопасности и меньшего риска вложений. Однако утверждение верно только в случае выбранных показателей и только при использовании поведенческих моделей составления инвестиционного портфеля с учетом настройки коэффициентов, которые отражают избегание и поиск риска, отношения к потерям, искажения в оценках вероятностей.

Поведенческие модели за счет использования показателей вероятности достижения результата, а не риска, а также избегания крайних значений в оценке вероятности в величине принимаемого

риска и учета доходности относительно текущего конъюнктурного индикатора (точки оптимума) позволяют привести усредненную модель портфеля к лучшим результатам при более узком выборе вариантов соотношения риска и доходности, чем теоретическая модель средней дисперсии, рассматривающая рынок вне аспектов текущей экономической ситуации и риска крайних вариантов.

В работе современных инвестиционных фондов используется ряд поведенческих предпосылок, базирующихся на теориях «ментальных счетов», теории перспектив и идентификации финансовых поведенческих эффектов. Как правило, механизм функционирования этих фондов основывается на идентификации справедливой и текущей цен, то есть на выявлении факта переоценки или недооценки инвесторами актива вследствие влияния поведенческих ошибок. Если актив недооценен, он приобретается фондом, если вследствие поведенческой ошибки переоценен — то реализуется. По причине популярности в 2000-х годах теорий поведенческих финансов такие фонды присутствовали и в линейке продуктов крупнейших управляющих фондами J. P. Morgan (UBVLX, JIVAX), AQR (AMOMX), Fidelity (FCNTX) и др. [Philippas, 2014]. Однако все перечисленные фонды в среднем имели переменный успех и не превышали доходность рынка в целом, что неоднократно отмечалось в научной литературе [Goodfellow et al., 2013; Miles, 2016; Santoni, Kelshiker, 2010].

В настоящей работе не опровергается факт средней результативности фондов, основанных на поведенческих экономических закономерностях, однако отмечается большая ограниченность результатов таких портфелей как в прибылях, так и убытках. Последняя особенность обуславливает возможность комфортного использования частным инвестором не самого прибыльного, но стабильного фонда, который ориентируется, согласно человеческой психологии, на приоритетное избегание потерь, ограничение риска и, соответственно, достижение конкретной цели инвестора по каждому «ментальному счету». Фонды, основанные на поведенческих закономерностях, имеют целью не максимизацию доходности, а минимизацию субъективного риска, воспринимаемого инвестором. Такие фонды призваны привлекать средства инвесторов на более долгий срок, чем доходные фонды с высоким риском большой волатильности и, следовательно, активации поведенческих ошибок владельца пая.

В поведенческих фондах, как правило, используется модель соотношения реальной стоимости актива с его фундаментальной ценой. Однако такие модели не учитывают важный аспект поддержания минимальной требуемой инвестором доходности портфеля. Поэтому в литературе нашла отражение сначала модель «менталь-

ных счетов» и теории перспектив в портфельной теории по Марковицу [Das et al., 2010], а затем модель GBWM с идеей оптимизации достижения уровня желаемой доходности по разным конкретным целям [Das et al., 2018; Ostrov et al., 2019]. Акцент в поведенческой портфельной теории на объединении классической теории и теории перспектив с «ментальными счетами» — сравнительно новое явление. В работе проведен анализ этой модели на российском рынке вместе с апробацией различных точек референса для расчета доходности. Ранее в области изучения портфельной теории не наблюдалась идея адаптировать теорию перспектив напрямую через расчет доходности и вероятности по поведенческим коэффициентам.

Интересными темами дальнейших исследований могут быть применение различных показателей шкал поведенческих коэффициентов, их влияние на результат итогового портфеля, а также поведенческие ошибки диверсификации и межвременного выбора. Кроме того, коэффициенты влияния рынка в моделях CAPM остаются неисследованными в области возможного применения в поведенческих моделях.

Литература

1. Маневич В. Портфельный выбор в российской экономике и политика денежных властей в 2007–2009 годах // Вопросы экономики. 2010. № 3. С. 24–38.
2. Моисеев С. Поведенческие теории денежно-кредитной политики: кадровая независимость, ротация руководства и влияние гендера // Вопросы экономики. 2018. № 5. С. 139–150.
3. Редькин Н. Оптимизация инвестиционного портфеля на российском фондовом рынке в контексте поведенческой теории // Финансы: теория и практика. 2019. Т. 23. № 4. С. 99–116.
4. Ammer J. M., Vega C., Wongswan J. Do Fundamentals Explain the International Impact of U.S. Interest Rates? Evidence at the Firm Level. Board of Governors of the Federal Reserve System. International Finance Discussion Papers. No 952. 2008. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1101633.
5. Barberis N., Xiong W. What Drives the Disposition Effect? An Analysis of a Long-Standing Preference-Based Explanation // The Journal of Finance. 2009. Vol. 64. No 2. P. 751–784.
6. Benartzi S., Thaler R. H. Heuristics and Biases in Retirement Savings Behavior // Journal of Economic Perspectives. 2007. Vol. 21. No 3. P. 81–104.
7. Burns Z. C., Chiu A., Wu G. Overweighting of Small Probabilities // Wiley Encyclopedia of Operations Research and Management Science. New York: John Wiley & Sons, 2010. P. 1–8. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/9780470400531.eorms0634>.
8. Das S., Markowitz H., Scheid J., Statman M. Portfolio Optimization with Mental Accounts // Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2010. Vol. 45. No 2. P. 311–334.
9. Das S. R., Ostrov D. N., Radhakrishnan A., Srivastav D. A New Approach to Goals-Based Wealth Management // Journal of Investment Management. 2018. Vol. 16. No 3. P. 1–27.
10. De Giorgi E. G., Legg S. Dynamic Portfolio Choice and Asset Pricing with Narrow Framing and Probability Weighting // Journal of Economic Dynamics and Control. 2012. Vol. 36. No 7. P. 951–972.
11. De Giorgi E. G., Mahmoud O. Naive Diversification Preferences and Their Representation. 2016. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2864231.

12. Favaretto F., Masciandaro D. Behavioral Economics and Monetary Policy. Bocconi University, Milan, Italy. BAFFI CAREFIN, Centre for Applied Research on International Markets Banking Finance and Regulation. BAFFI CAREFIN Working Papers. No 1501. 2015.
13. Fratzscher M., Saborowski C., Straub R. Monetary Policy Shocks and Portfolio Choice. European Central Bank. Working Paper Series. No 1122. 2009.
14. Gonzalez R., Wu G. On the Shape of the Probability Weighting Function // *Cognitive Psychology*. 1999. Vol. 38. No 1. P. 129–166.
15. Goodfellow C., Schiereck D., Wippler S. Are Behavioral Finance Equity Funds a Superior Investment? A Note on Fund Performance and Market Efficiency // *Journal of Asset Management*. 2013. Vol. 14. No 2. P. 111–119.
16. Gwilym R. The Monetary Policy Implications of Behavioral Asset Bubbles // *Southern Economic Journal*. 2013. Vol. 80. No 1. P. 252–270.
17. Kahneman D., Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk // *Econometrica*. 1979. Vol. 47. No 2. P. 263–291.
18. Koepeke R. Fed Policy Expectations and Portfolio Flows to Emerging Markets // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2018. Vol. 55(C). P. 170–194.
19. Kooreman P., Prast H. What Does Behavioral Economics Mean for Policy? Challenges to Savings and Health Policies in the Netherlands // *De Economist*. 2010. Vol. 158. No 2. P. 101–122.
20. Lattimore P. K., Baker J. R., Witte A. D. The Influence of Probability on Risky Choice: A Parametric Examination // *Journal of Economic Behavior & Organization*. 1992. Vol. 17. No 3. P. 377–400.
21. Markowitz H. Portfolio Selection // *The Journal of Finance*. 1952. Vol. 7. No 1. P. 77–91.
22. Miles S. S. Behavioral Funds vs. Traditional Funds: Does Behavioral Finance Actually Work in Fund Management? The Institute for Behavioral and Household Finance. White Paper Series. No 5. 2016.
23. O'Donoghue T., Somerville J. Modeling Risk Aversion in Economics // *Journal of Economic Perspectives*. 2018. Vol. 32. No 2. P. 91–114.
24. Ostrov D. N., Das S. R., Srivastav D., Radhakrishnan A. Dynamic Optimization for Goals-Based Wealth Management with Multiple Goals. 2019. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3462795.
25. Philippas N. Did Behavioral Mutual Funds Exploit Market Inefficiencies During or After the Financial Crisis? // *Multinational Finance Journal*. 2014. Vol. 18. No 1/2. P. 85–138.
26. Prelec D. The Probability Weighting Function // *Econometrica*. 1998. Vol. 66. No 3. P. 497–527.
27. Samuelson W., Zeckhauser R. Status Quo Bias in Decision Making // *Journal of Risk and Uncertainty*. 1988. Vol. 1. No 1. P. 7–59.
28. Santoni A., Kelshiker A. R. Behavioral Finance: An Analysis of the Performance of Behavioral Finance Funds // *The Journal of Index Investing*. 2010. Vol. 1. No 2. P. 56–72.
29. Santoro E., Petrella I., Pfajfar D., Gaffeo E. Loss Aversion and the Asymmetric Transmission of Monetary Policy // *Journal of Monetary Economics*. 2014. Vol. 68(C). P. 19–36.
30. Shefrin H., Statman M. Behavioral Portfolio Theory // *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2000. Vol. 35. No 2. P. 127–151.
31. Thaler R. H. Mental Accounting and Consumer Choice // *Marketing Science*. 1985. Vol. 4. No 3. P. 199–214.
32. Tversky A., Kahneman D. Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty // *Journal of Risk and Uncertainty*. 1992. Vol. 5. No 4. P. 297–323.

Optimization of Investment Portfolios Taking into Account the Behavioral Perception of Monetary Policy

Abstract

The paper presents an adaptation of modern behavioral economic theory to portfolio investment in the Russian stock market. The author analyzes the possibility of optimizing the investment portfolio for a private investor using portfolio correction based on changes in monetary policy indicators available in media sources. The behavioral model of portfolio selection is used, based on the value of shares on Moscow Exchange and taking into account a reference point in the theory of prospects in the form of indicators regulated by the Bank of Russia. The key rate and the standard of required reserves, inflation, the average rate on bank deposits, and the exchange rate of the US dollar to the ruble are used as monetary policy indicators. The behavioral model is a modified theory of average variance, in which the calculation of profitability and risk is carried out according to the main behavioral theories, namely the cumulative prospect and mental accounting theory. The author considers various options for forming a portfolio in accordance with the level of risk aversion. As a result of comparing the models of optimization of the average variance portfolio and the models based on the modified theory of average variance using behavioral factors, higher risk-return ratios of the modified models were revealed in the forecast period, while for the analyzed period all models were located on the line of Markowitz efficient portfolio. As a further development of the portfolio behavioral theory, the possibilities of adapting the model are proposed not only depending on the points of reference, but also depending on changes in risk acceptance coefficients and probability estimates.

Keywords: cumulative prospect theory, behavioral finance, modern portfolio theory.
JEL: G02, G11, E52.

References

1. Manevich V. Portfel'nyy vybor v rossiyskoy ekonomike i politika denezhnykh vlastey v 2007-2009 godakh [Portfolio Choice in the Russian Economy and Monetary Authorities Policy in 2007–2009]. *Voprosy ekonomiki*, 2010, no. 3, pp. 24–38.
2. Moiseev S. R. Povedencheskie teorii denezhno-kreditnoy politiki: kadrovaya nezavisimost', rotatsiya rukovodstva i vliyanie gendera [The Behavioral Economics of Monetary Policy]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 5, pp. 139–150.
3. Redkin N. M. Optimizatsiya investitsionnogo portfelya na rossiyskom fondovom rynke v kontekste povedencheskoy teorii [Investment Portfolio Optimization on Russian Stock Market in Context of Behavioral Theory]. *Finansy: teoriya i praktika [Finance: Theory and Practice]*, 2019, vol. 23, no. 4, pp. 99–116.
4. Ammer J. M., Vega C., Wongswan J. Do Fundamentals Explain the International Impact of U.S. Interest Rates? Evidence at the Firm Level. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, no. 952, 2008. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1101633.
5. Barberis N., Xiong W. What Drives the Disposition Effect? An Analysis of a Long-Standing Preference-Based Explanation. *The Journal of Finance*, 2009, vol. 64, no. 2, pp. 751–784.
6. Benartzi S., Thaler R. H. Heuristics and Biases in Retirement Savings Behavior. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, vol. 21, no. 3, pp. 81–104.
7. Burns Z. C., Chiu A., Wu G. Overweighting of Small Probabilities. In: *Wiley Encyclopedia of Operations Research and Management Science*. N. Y., John Wiley & Sons, 2010, pp. 1–8. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/9780470400531.eorms0634>.
8. Das S., Markowitz H., Scheid J., Statman M. Portfolio Optimization with Mental Accounts. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, vol. 45, no. 2, pp. 311–334.

9. Das S. R., Ostrov D. N., Radhakrishnan A., Srivastav D. A New Approach to Goals-Based Wealth Management. *Journal of Investment Management*, 2018, vol. 16, no. 3, pp. 1-27.
10. De Giorgi E. G., Legg S. Dynamic Portfolio Choice and Asset Pricing with Narrow Framing and Probability Weighting. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, vol. 36, no. 7, pp. 951-972.
11. De Giorgi E. G., Mahmoud O. *Naive Diversification Preferences and Their Representation*, 2016. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2864231.
12. Favaretto F., Masciandaro D. Behavioral Economics and Monetary Policy. Bocconi University, Milan, Italy, BAFFI CAREFIN, Centre for Applied Research on International Markets Banking Finance and Regulation, *BAFFI CAREFIN Working Papers*, no. 1501, 2015.
13. Fratzscher M., Saborowski C., Straub R. Monetary Policy Shocks and Portfolio Choice. *European Central Bank Working Paper Series*, no. 1122, 2009.
14. Gonzalez R., Wu G. On the Shape of the Probability Weighting Function. *Cognitive Psychology*, 1999, vol. 38, no. 1, pp. 129-166.
15. Goodfellow C., Schiereck D., Wippler S. Are Behavioral Finance Equity Funds a Superior Investment? A Note on Fund Performance and Market Efficiency. *Journal of Asset Management*, 2013, vol. 14, no. 2, pp. 111-119.
16. Gwilym R. The Monetary Policy Implications of Behavioral Asset Bubbles. *Southern Economic Journal*, 2013, vol. 80, no. 1, pp. 252-270.
17. Kahneman D., Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, 1979, vol. 47, no. 2, pp. 263-291.
18. Koepke R. Fed Policy Expectations and Portfolio Flows to Emerging Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2018, vol. 55(C), pp. 170-194.
19. Kooreman P., Prast H. What Does Behavioral Economics Mean for Policy? Challenges to Savings and Health Policies in the Netherlands. *De Economist*, 2010, vol. 158, no. 2, pp. 101-122.
20. Lattimore P. K., Baker J. R., Witte A. D. The Influence of Probability on Risky Choice: A Parametric Examination. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1992, vol. 17, no. 3, pp. 377-400.
21. Markowitz H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 1952, vol. 7, no. 1, pp. 77-91.
22. Miles S. S. Behavioral Funds vs. Traditional Funds: Does Behavioral Finance Actually Work in Fund Management? The Institute for Behavioral and Household Finance, *White Paper Series*, no. 5, 2016.
23. O'Donoghue T., Somerville J. Modeling Risk Aversion in Economics. *Journal of Economic Perspectives*, 2018, vol. 32, no. 2, pp. 91-114.
24. Ostrov D. N., Das S. R., Srivastav D., Radhakrishnan A. *Dynamic Optimization for Goals-Based Wealth Management with Multiple Goals*. 2019. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3462795.
25. Philippas N. Did Behavioral Mutual Funds Exploit Market Inefficiencies During or After the Financial Crisis? *Multinational Finance Journal*, 2014, vol. 18, no. 1/2, pp. 85-138.
26. Prelec D. The Probability Weighting Function. *Econometrica*, 1998, vol. 66, no. 3, pp. 497-527.
27. Samuelson W., Zeckhauser R. Status Quo Bias in Decision Making. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1988, vol. 1, no. 1, pp. 7-59.
28. Santoni A., Kelshiker A. R. Behavioral Finance: An Analysis of the Performance of Behavioral Finance Funds. *The Journal of Index Investing*, 2010, vol. 1, no. 2, pp. 56-72.
29. Santoro E., Petrella I., Pfajfar D., Gaffeo E. Loss Aversion and the Asymmetric Transmission of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2014, vol. 68(C), pp. 19-36.
30. Shefrin H., Statman M. Behavioral Portfolio Theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2000, vol. 35, no. 2, pp. 127-151.
31. Thaler R. H. Mental Accounting and Consumer Choice. *Marketing Science*, 1985, vol. 4, no. 3, pp. 199-214.
32. Tversky A., Kahneman D. Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1992, vol. 5, no. 4, pp. 297-323.

Финансовые рынки

РЫНОК КРИПТОВАЛЮТ: СВЕРХРЕАКЦИЯ НА НОВОСТИ И СТАДНЫЕ ИНСТИНКТЫ

Марина МАЛКИНА, Вячеслав ОВЧИННИКОВ

Марина Юрьевна Малкина — доктор экономических наук, профессор кафедры экономической теории и методологии, руководитель Центра макро- и микроэкономики Института экономики и предпринимательства, Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет им. Н. И. Лобачевского (РФ, 603000, Нижний Новгород, Университетский пер., 7).
E-mail: mmuri@yandex.ru

Вячеслав Николаевич Овчинников — лаборант-исследователь Центра макроэкономических исследований, Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ (РФ, 127006, Москва, Настасьинский пер., 3); младший научный сотрудник Центра макро- и микроэкономики Института экономики и предпринимательства, Национальный исследовательский Нижегородский государственный университет им. Н. И. Лобачевского (РФ, 603000, Нижний Новгород, Университетский пер., 7).
E-mail: ovchinnikov@nifi.ru

Аннотация

Целью настоящего исследования является изучение отдельных свойств криптовалютного рынка. Руководствуясь концепцией предполагаемой волатильности, авторы изучили свойство асимметрии реакции рынка на новости. На основе концепции реализованной волатильности проверена гипотеза о стадных инстинктах. Для тестирования свойств рынка использована целая комбинация методов — от анализа статистики поисковых запросов, интерпретируемых как прокси-переменная спроса на информацию со стороны «широкой толпы» и профессиональных участников рынка, до продвинутых моделей условной волатильности с переключением рыночных режимов (Markov-Switching GARCH-моделей) и гетерогенных авторегрессионных моделей реализованной волатильности (HAR-RV-J-моделей). В ходе исследования обнаружены разные типы асимметричной реакции рынка криптовалют на новостной фон. В период восходящего ценового ралли и перегрева рынка инвесторы намеренно избегали плохих новостей, в результате наблюдалась обратная (принятому эффекту рычага) асимметрия на рынке криптовалют. При нисходящем ралли, напротив, проявлялась избыточная реакция участников рынка на плохие новости. Кроме того, наблюдаемая в период низкой волатильности рынка асимметричная реакция на новости фактически исчезала по мере роста амплитуды колебаний доходности криптовалют. Поведение краткосрочных инвесторов на разных интервалах исследования также оказалось различным. Если в период поступательного роста рынка мелкие спекулянты скорее следовали собственным торговым стратегиям, то во время ажиотажа они заимствовали практики торговли самых крупных игроков. Отмечено, что с течением времени мелкие инвесторы уже в меньшей степени поддавались на провокации со стороны крупных игроков, что не позволило ралли 2019 года превзойти свой аналог образца 2017-го — как по амплитуде колебаний доходности, так и по его продолжительности.

Ключевые слова: криптовалюты, (не)эффективность рынка, сверхреакция на новости, эффект асимметрии, стадное поведение, эффект обучения.

JEL: G02, G14.

Введение

Рынок криптовалют — довольно молодой и весьма специфичный по своей структуре и организации финансовый рынок. С момента возникновения (в 2009 году) он пережил бурный рост (вплоть до декабря 2017-го), потом спад (с января 2018 года по январь-февраль 2019-го) и очередную волну подъема (с марта по июль 2019-го) и падения (с июля по ноябрь 2019 года), но уже меньшую по амплитуде. Отсутствие длинной истории пока затрудняет полноценный анализ рынка криптовалют. Однако уже сейчас можно проследить некоторые этапы его эволюции, в том числе связанные с развитием его институтов. Очевидно, эти процессы сопровождались трансформацией моделей поведения игроков криптовалютного рынка. Изучение этих моделей позволяет проверить ряд теорий поведенческих финансов, а также определить общее и особенное в функционировании рынка криптовалют в сравнении с другими финансовыми рынками.

В силу недоступности информации о решениях отдельных участников криптовалютного рынка его микроэкономический анализ представляется затруднительным. Поэтому о преобладающих моделях поведения мы можем судить на основе анализа динамики доходности рынка (которая, по всей видимости, отражает изменение спроса и предложения, а также совместных стратегий поведения игроков) в ее взаимосвязи с изменяющимся новостным фоном. Так, особый интерес представляет степень реакции игроков на положительные или отрицательные новости в разные периоды развития рынка (на восходящем или нисходящем тренде), проявление стадных инстинктов игроков при переходе от поступательного развития к рыночному ажиотажу, а также эффектов обучения при повторении бычьих и медвежьих трендов. Этим вопросам посвящено настоящее исследование.

Мы тестируем две гипотезы: об асимметричном влиянии новостей на рынок криптовалют (гипотеза 1) и о стадных инстинктах участников рынка (гипотеза 2).

Работа построена следующим образом. В первой части мы даем обзор литературы. Во второй анализируем исходные данные, представляя их описательную статистику, формулируем цель и гипотезы исследования. В третьей описаны разнообразные методологические подходы к анализу эффекта асимметрии и стадных инстинктов на криптовалютном рынке. В четвертой обсуждаются результаты проведенного исследования и формулируются выводы.

1. Обзор литературы

В настоящее время можно выделить несколько направлений анализа криптовалютного рынка. Так, в работе [Столбов, 2019]

все исследования разделены на три группы: (1) анализирующие свойства криптовалют как финансового актива и особенности ценообразования на криптовалютном рынке; (2) оценивающие взаимосвязь рынка криптовалют с другими финансовыми рынками; (3) изучающие криптовалюты как особый вид денег, а также их связь с монетарной политикой и финансовой стабильностью.

Рассматривая поведение игроков на криптовалютном рынке, исследователи руководствуются фундаментальными положениями классической теории финансов, а также опираются на современные концепции поведенческих финансов, объясняющие, как участники рынка интерпретируют информацию и реагируют на нее. В связи с этим особый интерес представляет анализ эффективности/неэффективности рынка криптовалют.

Ряд исследователей представили различные доказательства неэффективности рынков криптовалют. В качестве так называемых стилизованных фактов неэффективности криптовалютных рынков разные авторы называют асимметричность в распределениях доходностей и реакций на новости, мультифрактальность и присутствие феномена долговременной памяти [Al-Yahyaee et al., 2018].

В частности, авторы [Jiang et al., 2018] с использованием метода скользящего окна и нового индекса эффективности обнаружили присутствие эффекта долговременной, или долгосрочной, памяти (long memory) на рынке биткойнов в декабре 2010 — ноябре 2017 года. Наличие долгосрочных зависимостей в изменении доходности подрывает гипотезу о слабой эффективности рынка [Fama, 1970], согласно которой текущие цены полностью отражают всю прошлую информацию, поэтому будущие значения доходности не могут быть спрогнозированы на основе прошлых.

Авторы исследования [Al-Yahyaee et al., 2018] диагностировали наличие мультифрактальности и длительной памяти на рынке криптовалют с помощью метода MF-DFA (мультифрактального флуктуационного анализа). Согласно сделанным ими выводам с середины 2010 до конца 2017 года наибольшую неэффективность из четырех основных криптовалют демонстрировал биткойн. Неэффективность рынков криптовалют была обнаружена также в работе [Gurdgiev, O'Loughlin, 2020], где утверждается, что для этих рынков скорее подтверждаются гипотезы фрактальных и адаптивных рынков.

Моделирование волатильности доходности криптовалют с использованием семейства GARCH-моделей (S-GARCH, I-GARCH и T-GARCH) позволило некоторым авторам, например [Gyamerah, 2019], идентифицировать эффекты кластеризации волатильности на рынке криптовалют, а также аномальное (асимметричное и островеершинное) распределение их доходностей, наличие в рас-

пределении эффекта толстых хвостов. В частности, такие аномалии были обнаружены на рынке биткойнов в 2014 — августе 2019 года.

Асимметрия финансового рынка проявляется также в его различных реакциях на хорошие и плохие новости, что, собственно, и выражается в различной волатильности доходности. Как известно, для большинства фондовых активов, в частности акций, характерно более сильное влияние негативных новостей на условную вариацию доходности, чем позитивных. Этот феномен получил название эффекта леввереджа на фондовом рынке [Christie, 1982]. Между тем в ряде исследований криптовалютного рынка обнаружена противоположная (общепринятой) асимметрия. Оказалось, что положительные новости оказывают большее влияние на его волатильность, чем отрицательные.

Эффект обратной асимметрии был объяснен исследователями присутствием на растущем криптовалютном рынке большего количества мелких инвесторов, лишенных инсайдерской информации и представления о фундаментальной стоимости активов, тогда как на падающем рынке преобладают профессиональные инвесторы, как правило, лучше информированные и торгующие большими пакетами [Baur, Dimpfl, 2018]. Именно неинформированным инвесторам свойственна демонстрация разного рода поведенческих аномалий, таких как синдром упущенной выгоды (fear of missing out), схема «накачать и сбросить» (pump and dump schemes) и эффект диспозиции (disposition effect) — стремление продавать выросшие в цене активы и сохранять упавшие. Эти аномалии и создают дополнительный рыночный шум во время позитивного новостного шока.

Эффект обратной асимметрии был обнаружен в период с 28 апреля 2013 года по 8 августа 2018-го для большинства криптовалют за исключением биткойна и эфира [Baur, Dimpfl, 2018], что позволило авторам сделать заключение о присутствии на рынках двух наиболее торгуемых криптовалют большего числа профессиональных инвесторов, чем на других криптовалютных рынках. Присутствие обратной (фондовому рынку) асимметричной реакции большинства криптовалют на новости, по мнению [Cheikh et al., 2019], сближает этот рынок с рынком золота. Из этого делается вывод, что криптовалюты могут использоваться в качестве безопасных убежищ (гаваней) при инвестировании.

Другими свидетельствами неэффективности рынка криптовалют являются сверхреакция биткойна на резкое изменение его доходности, обнаруженная с использованием квантильного авторегрессионного подхода [Chevapatrakul, Mascia, 2019], и присутствие на рынке биткойнов в 2014–2017 годах так называемого эффекта Тейлора [Takaishi, Adachi, 2018]. Это указывает на то, что

поведение доходности на рынке криптовалют отличается от процесса случайного блуждания и на нем присутствует асимметрия.

Несмотря на многочисленные доказательства неэффективности рынка криптовалют, в некоторых исследованиях была подтверждена растущая со временем эффективность этих рынков [Urquhart, 2016], хотя этот рост для отдельных валют оказался поступательным, а для других — циклическим [Sensoy, 2019]. В работе [Vidal-Tomás, Ibañez, 2018] сделан вывод, что наблюдаемая растущая эффективность рынка биткойна относительно его собственных событий в то же время сопровождается его неэффективностью относительно изменений денежно-кредитной политики.

Некоторые ученые исследовали инвестиционные свойства криптовалют. Так, слабая корреляция доходности криптовалют с доходностью основных финансовых активов (прежде всего акций) дала основание утверждать, что эти валюты могут использоваться для диверсификации инвестиционных портфелей. Отличная от обычных активов реакция биткойна на хорошие и плохие новости позволила рекомендовать его не склонным к риску инвесторам в качестве инструмента хеджирования [Dyhrberg, 2016]. Схожесть инвестиционных свойств криптовалют со свойствами некоторых официальных валют (японской иены, швейцарского франка, китайского юаня) и инвестиционных товаров (сырой нефти, золота) привела к утверждению, что они могут выполнять роль тихих гаваней (safe haven) портфельного инвестирования [Bouri et al., 2019b]. Другие исследователи, напротив, рассматривали рынок криптовалют с точки зрения формирования спекулятивного пузыря на нем. В таком случае криптовалюты скорее являются спекулятивной инвестицией [Corbet et al., 2018], чем инструментом хеджирования портфелей.

Ученые, изучающие влияние новостного фона на рынок криптовалют, проводят разграничение между фундаментальными новостями, связанными с институционализацией данного рынка, новостями об изменении регулирования финансовых рынков вообще и текущим новостным шумом, формирующимся вокруг рынка криптовалют (вбросами частной информации). Так, в исследовании влияния поисковых запросов в Google Trends и Wikipedia на цену биткойна [Kristoufek, 2013] был обнаружен асимметричный рост интереса к валюте, когда ее значение выше трендового.

В заключение обзора представим также исследования, в которых изучалось проявление стадных инстинктов на рынке криптовалют. Стадный тип поведения (herding behavior) основан на копировании решений других игроков без анализа фундаментальных основ стоимости валюты. Шумовая торговля, основанная на рыночных сентиментах, порождает дополнительную волатиль-

ность рынка. Поэтому стадное поведение чаще обнаруживается в период рыночной волатильности и меньше проявляется в периоды относительной стабильности или поступательного движения цен. Между тем в работе [Kallinterakis, Wang, 2019] обнаружено большее проявление стадного эффекта, а также больших объемов дневных торгов как при бычьем тренде криптовалютного рынка, так и при его низкой волатильности. Другие ученые обнаружили, что стадное поведение более характерно для периода рыночной неопределенности [Bouri et al., 2019a].

Особую роль в проявлении стадности играет способ получения информации о состоянии рынка его игроками. Так, в работе [Gurdgiev, O'Loughlin, 2020] на основе контент-анализа чата Bitcointalk.org построен индекс рыночных сантиментов. В исследовании подтверждено его позитивное влияние на рыночную стоимость криптовалют, но в то же время обнаружена асимметричная реакция толпы при бычьем и медвежьем трендах. Авторы также пришли к выводу, что на рынках криптовалют помимо стадных настроений имеет место и другая аномалия — эффект якорения (привязки к общему движению фондового рынка).

Настоящая работа дополняет спектр рассмотренных выше исследований с нескольких сторон.

Во-первых, мы анализируем динамику рынка криптовалют во взаимосвязи со значимыми институциональными изменениями и сопутствующим им новостным фоном. Включение в исследование длинного хронологического периода (с ноября 2014 года до ноября 2019-го) позволило охватить разные этапы развития рынка криптовалют, а также оценить более поздние его колебания, как правило, происходившие при негативном новостном фоне, который мало учитывался в предшествующих исследованиях.

Во-вторых, мы уделяем особое внимание эффекту асимметрии в реакции криптовалютного рынка на новости. Мы попытались ответить на вопрос, какой новостной фон, хороший или плохой, в большей степени формирует колебания криптовалютного рынка и как это связано с этапами его развития. При этом мы использовали целую комбинацию методологических приемов — от скользящей автокорреляционной функции доходности и статистики поисковых запросов Google Trends и Wikipedia Page Views до вполне продвинутых моделей условной волатильности с переключением рыночных режимов (Markov-Switching GARCH-моделей).

В-третьих, мы ставим задачу проследить трансформацию стадных инстинктов участников рынка криптовалют. Нас интересует, насколько мелкие инвесторы склонны заимствовать практики торговли более крупных агентов в период ажиотажа и способны ли они пересматривать свое поведение по мере накопления

практического опыта и знаний. Для этого мы оценили гетерогенные авторегрессионные модели реализованной волатильности (HAR-RV-J-модели).

2. Данные исследования

В качестве исходных данных мы использовали статистику цен на четыре основные криптовалюты: биткойн, лайткойн, эфир и риппл. Во-первых, мы брали дневные цены (закрытия) криптовалют за период с 22 ноября 2014 года по 17 ноября 2019-го — всего 1822 наблюдения для каждого из активов (за исключением эфира, для которого количество наблюдений составило 1563)¹. Во-вторых, мы обратились к пятиминутным ценам (закрытия) биткойна за аналогичный период, получив в итоге 524 500 наблюдений².

На рис. 1 представлена дневная динамика цены биткойна³ в контексте значимых событий (макро- и микроуровней) и сопутствующего им информационного фона.

В целом очевидна однонаправленность новостей (позитивные либо негативные) и движения цены биткойна. Еще до января 2017 года его цена не превышала 1 тыс. долл., однако вскоре последовал молниеносный скачок цен на криптовалюту, так что к ноябрю 2017-го рыночная стоимость биткойна выросла более чем в десять раз, а к концу года — практически в двадцать. В первые месяцы 2018 года она резко упала, в основном под влиянием негативных новостей, таких как запрет на рекламу биткойна в социальных сетях и поисковых системах (Facebook, Google, Twitter), беспокойство властей Южной Кореи (одного из ведущих рынков обращения криптовалют) по причине иррационального роста стоимости криптовалюты и перегрева рынка, попытки американских регуляторов централизовать деятельность криптовалютных бирж. К январю 2019 года цена биткойна достигла дна в 3 тыс. долл. с последующим восстановительным ростом до 10 тыс. долл. и новым откатом.

О существенном влиянии новостного фона свидетельствуют также колебания рынка биткойна в ответ на диаметрально противоположные по содержанию словесные интервенции Facebook: от блокировки рекламы в январе 2018 года, что спровоцировало снижение стоимости биткойна, до анонсирования владельцами социальной сети создания собственной криптовалюты Libra в июне 2019-го, что привело к росту цены биткойна.

¹ Дневные данные цен на криптовалюты взяты с портала Yahoo Finance. <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

² <https://bitcoincharts.com>.

³ Визуализацию динамики других криптовалют мы проигнорировали с целью экономии пространства.

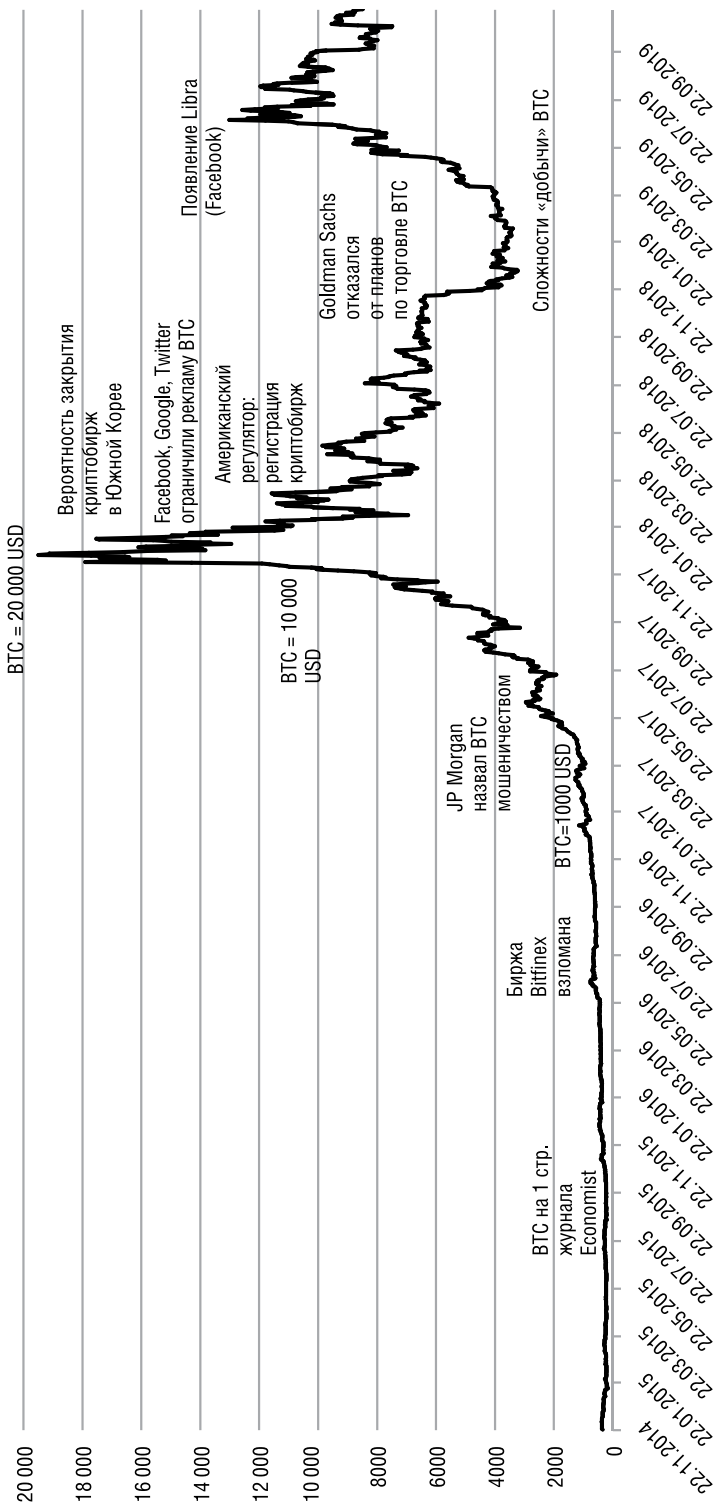


Рис. 1. Динамика цены биткойна (долл.)

Источник: <https://99bitcoins.com/bitcoin/historical-price/>.

Мы использовали доходность ключевых криптовалют, рассчитанную на основе логарифмической шкалы цен:

$$y_t = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}},$$

где p_t — цена на криптовалютный актив в момент t . В табл. 1 представлена описательная статистика этой доходности.

Т а б л и ц а 1

**Описательная статистика доходности основных криптовалют,
ноябрь 2014 — ноябрь 2019 года**

Статистика	Биткойн (дневные цены)	Биткойн (пяти- минутные цены)	Лайткойн	Эфир	Риппл
Среднее	0,002	0	0,002	0,003	0,002
Медиана	0,002	0	-0,001	-0,001	-0,003
Максимальное	0,225	0,085	0,511	0,410	1,027
Минимальное	-0,238	-0,208	-0,515	-1,303	-0,616
Коэффициент вариации	21,556	—	29	24,067	34
Асимметрия	-0,321	-1,610	0,694	-3,428	2,930
Экссесс	8,362	132,411	16,597	73,732	45,101
Q-тест	20,337*	—	29,070*	22,831*	48,205*
Число наблюдений	1822	524 500	1822	1563	1822

Примечание. * — статистика значима на уровне $p < 0,01$.

Источники: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>; <https://bitcoincharts.com>.

Анализ описательной статистики доходности криптовалют позволяет сделать несколько заключений. С одной стороны, только биткойн демонстрировал незначительную положительную медиану доходности, к тому же для него была характерна минимальная среди прочих криптовалют нормированная вариация доходности. С другой стороны, функции распределения доходностей всех криптовалют характеризуются избыточным эксцессом (островершинностью), а также левосторонней (для биткойна и эфира) или правосторонней (для лайткойна и риппла) асимметрией.

Далее мы проследили автокорреляцию доходностей криптовалют, прибегая к использованию Q-теста Льюнга — Бокса ($p < 0,01$). Оценив регрессии доходностей криптовалют на константу, мы обнаружили явные следы ARCH-эффектов в исследуемых рядах динамики⁴. Верификация этих свойств рядов доходностей позволила нам впоследствии перейти к оценке моделей условной волатильности (GARCH-моделей).

Как отмечалось ранее, динамика цен на криптовалюты была весьма неоднородной: за ростом разной интенсивности следовали падения разной амплитуды. Игнорирование этой особенности

⁴ Представление результатов LM-теста пропущено с целью экономии пространства.

рынка привело бы к смещенным оценкам GARCH-моделей и упрощенным выводам. По этой причине мы осуществили тестирование дневного ряда динамики цены биткойна на наличие множественных точек структурных разрывов (structural breaks)⁵. Первая точка структурного разрыва пришлась на 30 октября 2017 года. Она ознаменовала начало первого (большого) восходящего ралли криптовалютного рынка. Вторым переломным моментом стало 17 декабря 2017 года, когда был достигнут пик цены биткойна. Период с 18 декабря 2017 года по 17 февраля 2019-го характеризовался большим медвежьим трендом и достижением локального ценового дна биткойна (третьей точки разрыва). Четвертая точка разрыва пришлась на 10 июля 2019 года, а промежуток с 18 февраля по 10 июля соответствовал малому восходящему ралли криптовалютного рынка. Наконец, после 10 июля 2019 года последовала очередная коррекция рынка.

Объединяя три периода взлета рынка и два периода нисходящей динамики, мы разделили общий временной ряд (с ноября 2014 года по ноябрь 2019-го) на два отрезка (восходящее и нисходящее ралли), для которых далее тестировалась гипотеза 1 (на наличие эффектов асимметрии рынка).

Для верификации гипотезы 2 (о стадных инстинктах рынка) мы разделили общий ряд динамики цен биткойна на промежуток до ажиотажа (до января 2017 года) и период рыночного ажиотажа (после января 2017-го). Кроме того, учитывая динамические свойства рынка и накопление его участниками эмпирического опыта (в процессе обучения), мы протестировали аналогичную гипотезу и для двух других подпериодов: большого бычьего и медвежьего ралли (октябрь 2017 — февраль 2019 года) и малого бычьего и медвежьего ралли (февраль — ноябрь 2019 года).

3. Методология исследования

В этой части статьи мы коснемся совокупности методологических приемов, способных математически строго описать свойства рынка криптовалют.

Гипотеза 1 (асимметрия реакции рынка на новости)

В качестве прокси-переменных хороших и плохих новостей будем использовать прошлые значения доходности актива, полагая,

⁵ Тестирование выполнялось путем оценки смещения в среднем значении логарифма дневной цены биткойна. При этом оптимальное количество точек структурных разрывов (в этом случае их количество равнялось четырем) выбиралось на основе нахождения минимумов информационного критерия Байеса (BIC). Подробные результаты теста пропущены по причине экономии пространства.

что $y_{t-1} > 0$ эквивалентно появлению хороших новостей на рынке, а $y_{t-1} < 0$ — плохих.

Выявление асимметрии реакции рынка, согласно [Cont, 2001], сводится к оценке нелинейной скользящей автокорреляционной функции доходностей финансового актива:

$$\mathcal{L}_\tau = \text{corr}\{y_{t+\tau}^2, y_t\}, \quad (1)$$

где y_t — логарифм рыночной доходности актива в момент t , $y_{t+\tau}^2$ — квадрат логарифма доходности аналогичного актива через τ периодов.

Так как y_t можно выразить в виде произведения $\sigma_t^2 \cdot \epsilon_t$, где σ_t^2 — ненаблюдаемая вариация доходности актива в момент t , а ϵ_t — нормально распределенная случайная величина с нулевым средним и единичной дисперсией — $N(0, 1)$, то именно $y_{t+\tau}^2$ принимается в качестве прокси $\sigma_{t+\tau}^2$.

Если автокорреляционная функция характеризуется отрицательными уровнями при малых τ и стремится к нулю при τ , стремящемся к бесконечности, это означает следующее: чем выше текущая доходность актива, тем ниже ее последующая вариация. В этом случае принято говорить о прямой асимметрии (или так называемом эффекте рычага, leverage effect) и доминанте влияния плохих новостей на анализируемом рынке. И наоборот (здесь и далее мы называем асимметрию реакции рынка на новости просто асимметрией).

Тестирование свойств криптовалютного рынка осуществляется также на основе семейства асимметричных спецификаций GARCH-моделей (E-GARCH, GJR-GARCH, T-GARCH).

Для E-GARCH-модели оценивается уравнение вида [Nelson, 1991]

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1(|\eta_{t-1}| - E[|\eta_{t-1}|]) + \alpha_2\eta_{t-1} + \beta \ln(h_{t-1}), \quad (2)$$

где h_t — условная вариация ряда доходности (y_t), $E[|\eta_{t-1}|]$ — математическое ожидание величины $\eta_{t-1} = \frac{y_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}} (N(0, 1))$. Параметр α_2 отвечает за эффект новостной асимметрии. Если $\alpha_2 < 0$, наблюдается доминирующее влияние плохих новостей, то есть на анализируемом рынке имеет место традиционная асимметрия. В обратном случае отмечается доминирование позитивных новостей и имеет место обратная асимметрия.

Для GJR-GARCH-модели [Glosten et al., 1993]

$$h_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 \mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}})y_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}, \quad (3)$$

где $\mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}$ — индикаторная функция, принимающая единичное значение при $y_{t-1} < 0$. Здесь, как и в уравнении (2), параметр

α_2 демонстрирует эффект асимметрии. Однако в этой модели он интерпретируется противоположным образом. Если $\alpha_2 > 0$, можно сделать вывод о доминирующем влиянии плохих новостей, в обратном случае — о доминировании позитивных новостей и обратной асимметрии.

Для T-GARCH-модели [Zakoian, 1994]

$$h_t^{1/2} = \alpha_0 + (\alpha_1 \mathbb{I}_{\{y_{t-1} > 0\}} + \alpha_2 \mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}) y_{t-1} + \beta h_{t-1}^{1/2}, \quad (4)$$

где $\mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}$ — индикаторная функция, принимающая единичное значение при $y_{t-1} < 0$. Действие эффекта асимметрии в T-GARCH-модели описывается соотношением вида $\Delta\alpha = (\alpha_2 - \alpha_1)$. Если $\Delta\alpha > 0$, негативный новостной фон формирует сравнительно большую волатильность рынка (имеет место традиционная асимметрия), и наоборот.

Между тем интересующие нас параметры GARCH-моделей могут зависеть от того или иного рыночного режима или значения ненаблюдаемой целочисленной величины s_t , определенной в дискретном пространстве $\{k = 1, \dots, K\}$ [Ardia et al., 2019]. Если под s_t подразумевать однопорядковую эргодическую марковскую цепь (Markov-Switching GARCH-модель), то персистентность режимов и их переключение описывается следующей матрицей переходных вероятностей (P) размерностью $K \times K$:

$$P = \begin{bmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{K,1} & \cdots & p_{K,K} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

где $p_{i,j} = P[s_t = i | s_{t-1} = j]$ — вероятность перехода из режима $s_{t-1} = j$ в режим $s_t = i$.

Оценивание GARCH-моделей предполагает наложение ограничений на плотность распределения нормированных доходностей (η_t). Наиболее подходящим кандидатом, учитывая ранее отмеченные описательные свойства рядов динамики, представляется асимметричное t -распределение Стьюдента.

Для оценивания однорежимной GARCH-модели мы использовали метод максимального правдоподобия, оценивание многорежимных моделей выполнялось байесовским путем (с применением численного алгоритма Монте-Карло по схеме марковской цепи — MCMC).

Наконец, на основе смоделированных оценок условной вариации мы построили кривые, описывающие асимметричное влияние новостного фона на волатильность рынка криптовалют (далее NICs, News Impact Curves), а также визуализировали сглаженные вероятности (smoothed probabilities) перехода рынка из одного состояния в другое.

Гипотеза 2 (стадные инстинкты рынка)

При проверке гипотезы 2 мы основывались на концепции реализованной волатильности и использовали высокочастотные данные (пятиминутные цены закрытия).

Согласно [Corsi, 2009] интегрированная вариация доходности финансового актива за день (IV_d) может быть приближена (при высокой частотности выборочных данных) к сумме квадратов его внутридневных доходностей. Тогда реализованная волатильность доходности актива за день RV_d равна

$$RV_d = \sqrt{IV_d} = \sqrt{\sum_{j=1}^N y_j^2}, \quad (6)$$

где j — внутридневной интервал продолжительностью Δ (в нашем случае пять минут), $j = 1, \dots, N$. N — общее количество внутридневных интервалов. Недельная (RV_w) и месячная (RV_m) реализованные волатильности рассчитываются как простые средние арифметические из дневных значений.

Выделение дневной, недельной и месячной волатильностей связано с тем, что криптовалютный рынок, как и любой другой финансовый рынок, может быть гетерогенен с точки зрения состава участников и горизонта инвестиционных решений агентов. Согласно гипотезе о гетерогенности рынка (Heterogeneous Market Hypothesis) [Muller et al., 1997] на нем могут присутствовать как мелкие внутридневные спекулянты (поведение которых продуцирует дневную волатильность), так и инвесторы с недельным горизонтом планирования (влияющие на недельную волатильность), и крупные институциональные игроки, корректирующие свои торговые позиции на ежемесячной основе (определяющие месячную волатильность рынка). Свойство асимметричности распределения волатильности (asymmetric propagation of volatility) означает, что долгосрочная волатильность влияет на поведение внутридневных и внутринедельных спекулянтов, порождая так называемый каскад волатильности (volatility cascade), а обратное неверно [Corsi et al., 2010].

Тогда лог-нормальная модель будущей дневной реализованной волатильности (HAR(3)-RV-модель) имеет вид:

$$\begin{aligned} \log(RV_{d+1}) = & \beta_0 + \beta_d \log(RV_d) + \\ & + \beta_w \log(RV_w) + \beta_m \log(RV_m) + \varepsilon_{d+1}, \end{aligned} \quad (7)$$

где RV_d — авторегрессионная компонента модели, RV_w и RV_m представляют иерархическую компоненту модели, $\beta_0, \beta_d, \beta_w, \beta_m$ — оцениваемые параметры регрессии, ε_{d+1} — случайная ошибка.

Следует отметить, что условие (6) может быть нарушено (иными словами, RV уже не является состоятельной оценкой $\sqrt{IV}$), когда высокочастотный ряд динамики содержит так называемые скачки доходности [Andersen et al., 2007]. Сам скачок формально может быть выражен через оценку BV (bipower variation) [Corsi et al., 2010]. Эта оценка удобна тем, что при увеличении частоты данных ($\Delta \rightarrow 0$) BV_d сходится к интегрированной вариации доходности актива за день ($\sqrt{IV_d}$). Отсюда максимальная внутридневная разница между RV_d и BV_d и есть скачок J_d :

$$J_d \equiv \max\{RV_d - BV_d, 0\}. \quad (8)$$

Так как слева разница между RV_d и BV_d ограничена нулем, J_d всегда положителен.

В модели реализованной волатильности скачки могут рассматриваться в качестве самостоятельной компоненты, так получаем HAR(3)-RV-J-модель:

$$\begin{aligned} \log(RV_{d+1}) = & \beta_0 + \beta_d \log(RV_d) + \beta_w \log(RV_w) + \\ & + \beta_m \log(RV_m) + \beta_J J_d + \varepsilon_{d+1}. \end{aligned} \quad (9)$$

Описанные выше HAR(3)-RV- и HAR(3)-RV-J-модели оцениваются методом наименьших квадратов (МНК) с поправкой Ньюи — Веса на автокорреляцию и гетероскедастичность случайных ошибок.

4. О чем говорит статистика настроений

Помимо описанного строгого математического аппарата для выявления эффекта новостной асимметрии мы воспользовались и более тривиальным подходом, основанным на анализе статистики поисковых запросов. Эта информация интерпретировалась как прокси-переменная спроса на информацию со стороны инвесторов и «широкой толпы». Так, если спрос на информацию сравнительно выше в период бычьего тренда на рынке криптовалют (положительный новостной фон характеризуется $y_{t-1} > 0$), то с некоторой условностью можно констатировать присутствие эффекта обратной асимметрии.

В первую очередь мы обратились к индексам объема поисковых запросов (search volume indexes, SVI) ключевых слов *bitcoin price*, *litecoin price*, *ethereum price*, *ripple price*, предоставляемых Google Trends. В качестве еще одной важной метрики мы использовали статистику посещений/просмотров страниц Bitcoin, Litecoin, Ethereum, Ripple, предоставляемую Wikipedia (Wikipedia Page Views, WPV). Оба показателя, SVI и WPV, брались в помесечной презентации за последние пять-шесть лет, то есть за 2014/2015–2019 годы (рис. 2а, 2б).

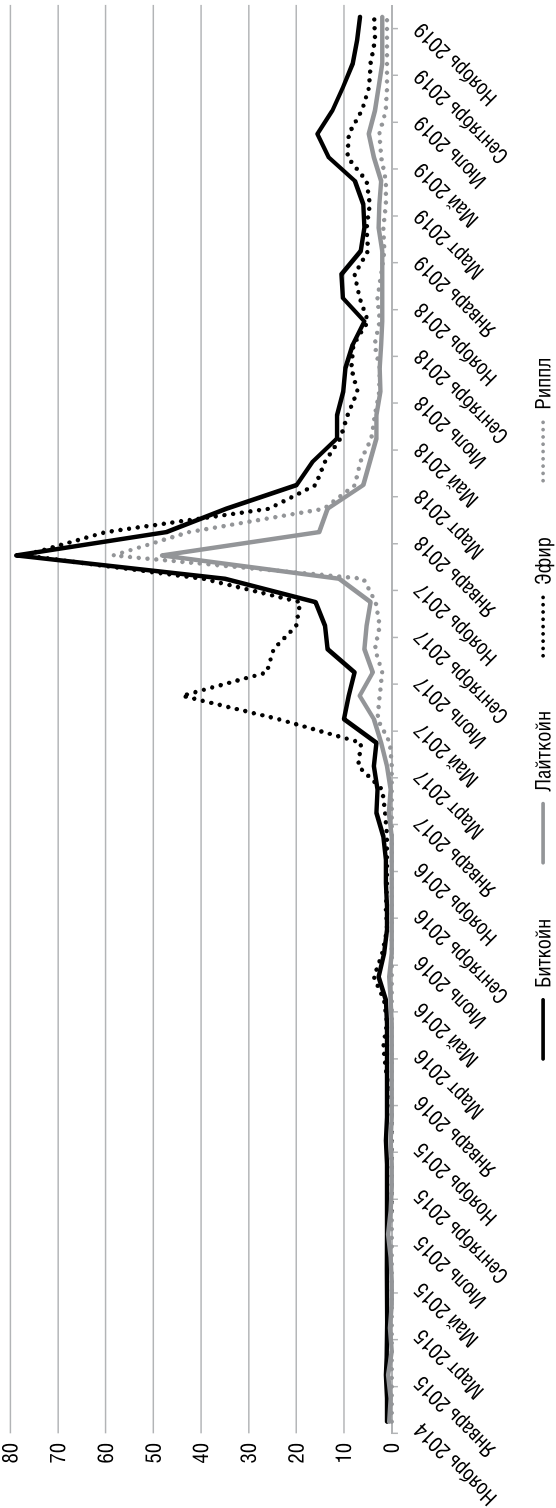
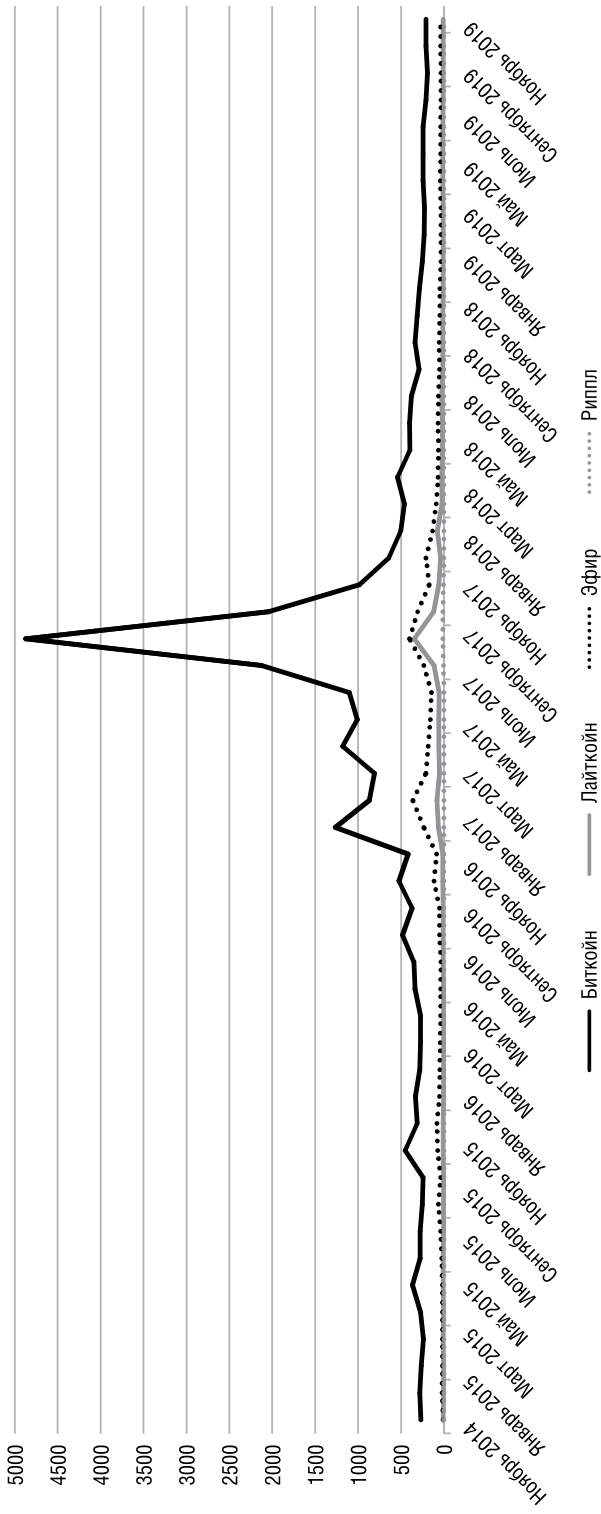


Рис. 2а. Статистика интереса к криптовалютам, SVI (баллы)

Источник: <https://trends.google.com/>.

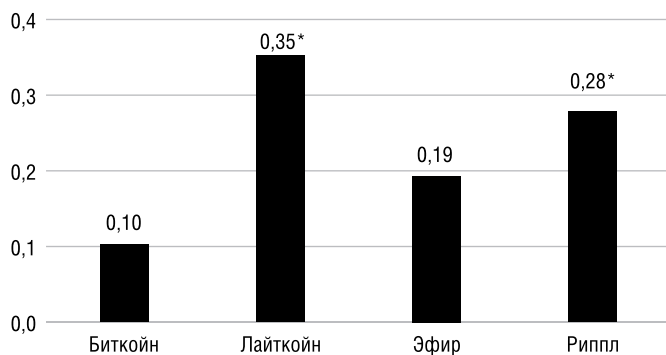


Источник: <https://tools.wmflabs.org/pageviews/>.

Рис. 2b. Статистика интереса к криптовалютам, WPU (тыс. просмотров)

На основе одновременного анализа рис. 1, 2а и 2б можно утверждать, что сетевой спрос на информацию о криптовалютах тесно коррелировал с динамикой их цен. Действительно, скачок цен в последние месяцы 2017 года сопровождался ростом интереса к криптовалютам, а последовавшее затем нисходящее ралли привело к противоположной реакции — затуханию спроса на информацию. Примечательно и то, что, по данным SVI, биткойн не всегда был в центре внимания среди всей совокупности анализируемых нами криптовалют. В отдельные периоды (с марта по ноябрь 2017 года) чаще встречались запросы о более дешевой и динамично развивающейся криптовалюте — эфире.

На рис. 3 представлены оценки линейного коэффициента корреляции Пирсона для рядов динамики: доходность и информационный спрос на криптовалюты (SVI). Положительное значение коэффициентов корреляции указывает на то, что по мере роста доходности криптовалютных активов интерес к ним рос, и свидетельствует о проявлении эффекта обратной асимметрии на криптовалютных рынках. Вместе с тем мы видим некоторую внутреннюю неоднородность рынка: каждая криптовалюта демонстрирует свой специфический поведенческий паттерн. Если для биткойна и эфира корреляционные коэффициенты остались за границей статистической значимости, то в случае двух других криптовалют оценки корреляций преодолели 5-процентный статистический рубеж.



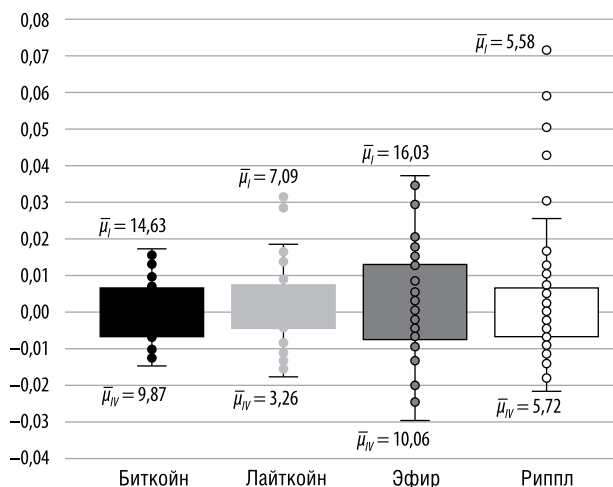
Примечание. * — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,05$.

Источники: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>; <https://trends.google.com/>.

Рис. 3. Корреляция доходности криптовалют и спроса на релевантную информацию (SVI)

Для верификации гипотезы о существовании эффекта асимметрии и его характере мы также оценили размах в средних значениях спроса на информацию, присущих верхнему и нижнему квартилям доходности криптовалют ($\bar{\mu}_I$ и $\bar{\mu}_{IV}$). Если спрос на информацию сравнительно выше в период отрицательных доходностей (плохих

новостей), или $\bar{\mu}_{IV} > \bar{\mu}_I$, можно говорить о традиционной асимметрии рынка. Если же спрос на информацию выше в период положительных доходностей (хороших новостей), или $\bar{\mu}_I > \bar{\mu}_{IV}$, можно сделать заключение о присутствии обратной асимметрии на криптовалютном рынке. Результаты представлены на рис. 4.



Примечание. $\bar{\mu}_I$ и $\bar{\mu}_{IV}$ измерены в баллах.

Источники: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>; <https://trends.google.com/>.

Рис. 4. Спрос на релевантную информацию (SVI)
по квартилям доходности криптовалют (ось ординат)

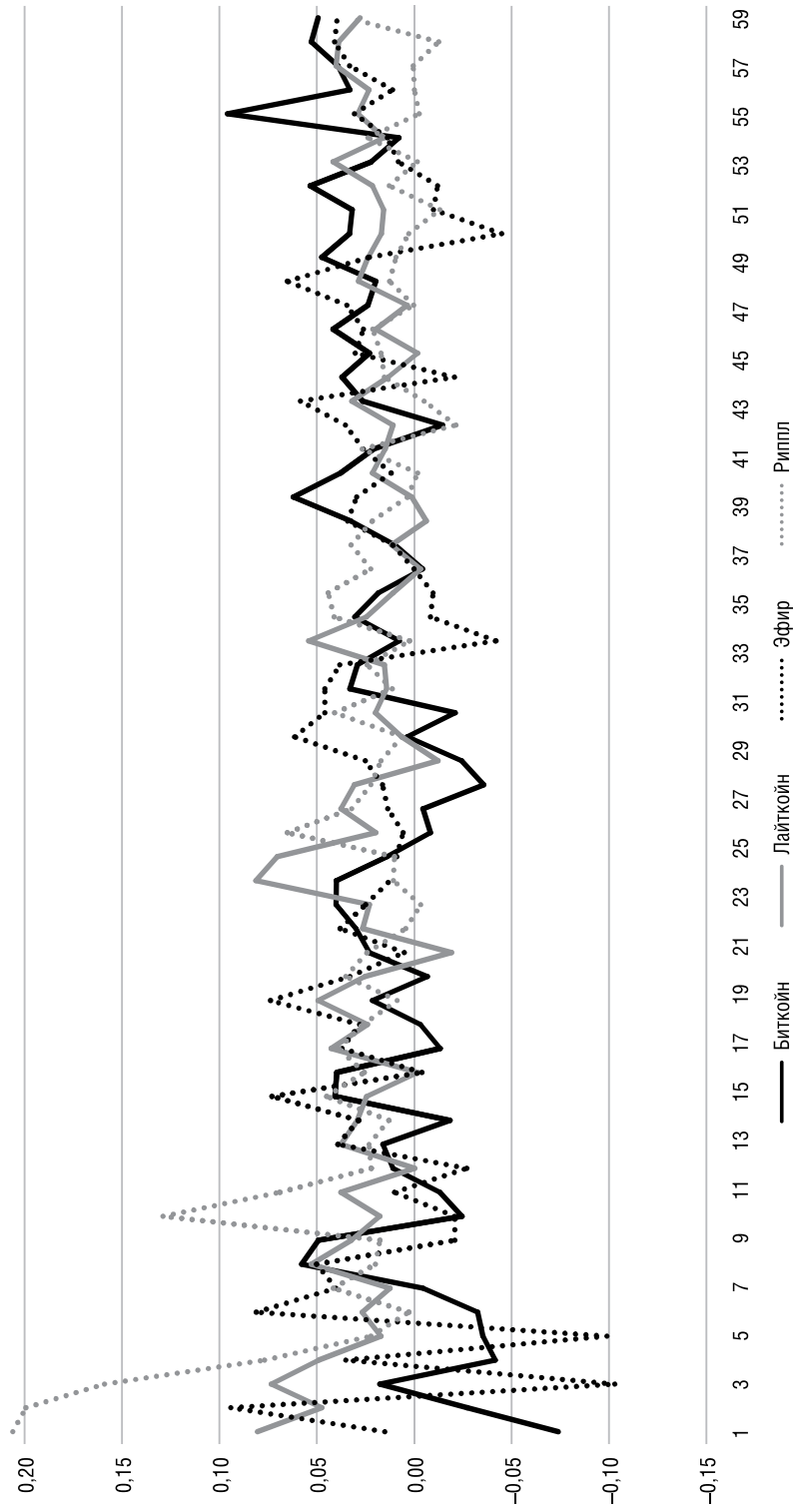
Для биткойна, лайткойна и эфира межквартильный размах в динамике спроса на информацию действительно был положительным — инвесторы (потенциальные и фактические) интересовались взлетами доходности более охотно, чем их падениями, однако назвать этот размах существенным было бы опрометчиво. Так, для верхнего квартиля доходности биткойна среднее значение SVI составило около 15 баллов ($\bar{\mu}_I$), в то время как для нижнего — чуть менее 10 баллов ($\bar{\mu}_{IV}$).

Таким образом, предварительный анализ статистики настроений свидетельствует о присутствии на рынке отдельных криптовалют эффекта обратной асимметрии, хотя и неустойчивого по своей природе.

5. Результаты моделирования и их обсуждение

Тестирование гипотезы 1

Оценивание скользящей автокорреляционной функции доходности криптовалют (рис. 5) привело к неоднозначным выводам. С одной стороны, мы не обнаружили четко очерченных трендов



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 5. Связывающая автокорреляционная функция доходности криптовалют:
зависимость коэффициента автокорреляции L_t (ось ординат) от дневного лага τ (ось абсцисс)

Т а б л и ц а 2

Результаты оценивания асимметричных однокрепных GARCH-моделей (E-GARCH, GJR-GARCH)

	Коэффициент (робастная стандартная ошибка)							
	биткойн		лайткойн		эфир		риппл	
	E-GARCH	GJR-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH
Const	0,001* (0,001)	0,001** (0,001)	0,001* (0,001)	-	0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
α_0	-0,068 (0,141)	-	-0,030*** (0,006)	-	-0,340*** (0,088)	-	-0,603*** (0,207)	-
α_1	0,362** (0,155)	0,159*** (0,025)	0,682*** (0,079)	0,135*** (0,024)	0,357*** (0,053)	0,263*** (0,043)	0,816*** (0,218)	0,296** (0,148)
β	0,988*** (0,024)	0,867*** (0,031)	0,991*** (0,000)	0,889*** (0,028)	0,938*** (0,016)	0,737*** (0,041)	0,884*** (0,040)	0,710*** (0,192)
α_2	0,052* (0,026)	-0,056* (0,031)	0,039 (0,051)	-0,049* (0,027)	0,031 (0,028)	-0,002 (0,063)	-0,013 (0,058)	-0,014 (0,079)
Skew	0,950*** (0,027)	0,962*** (0,026)	1,052*** (0,025)	1,054*** (0,028)	1,078*** (0,025)	1,063*** (0,032)	1,030*** (0,026)	1,042*** (0,027)
Shape	2,464*** (0,188)	3,282*** (0,242)	2,065*** (0,003)	2,923*** (0,149)	2,942*** (0,217)	3,090*** (0,209)	2,287*** (0,150)	2,922*** (0,175)
AIC	-4,212	-4,190	-3,637	-3,606	-3,048	-3,044	-3,516	-3,506
BIC	-4,191	-4,169	-3,616	-3,584	-3,024	-3,020	-3,495	-3,485

Примечание. * – коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,1$, ** – коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,05$, *** – коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,01$. Значение параметра асимметрии выделено полужирным шрифтом.

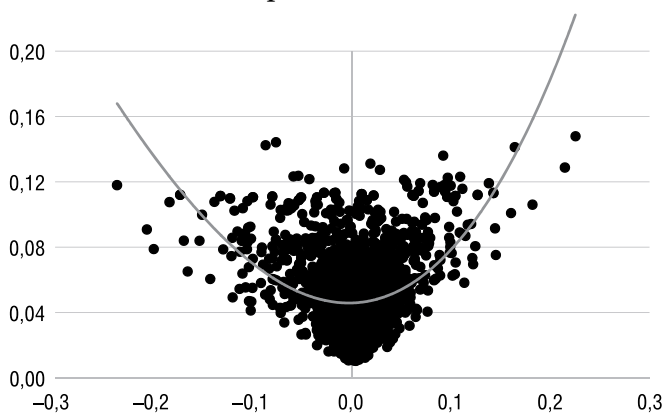
Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

в динамике автокорреляционных функций большинства криптовалют: более-менее значимые корреляции прослеживались лишь для первых лагов, затем следовала скорая конвергенция к стационарным уровням. С другой — лаговая динамика корреляционных коэффициентов довольно существенно различалась для разных криптовалют. В частности, для биткойна мы обнаружили отрицательные стартовые корреляции (что фактически означало нарек на прямую асимметрию и доминанту плохих новостей⁶), а для других криптовалют — положительные (свидетельство обратной асимметрии и доминирования хороших новостей).

На следующем шаге мы прибегли к оценке асимметричных однорежимных GARCH-моделей (E-GARCH, GJR-GARCH) для каждой из анализируемых нами криптовалют (табл. 2).

Результаты, представленные в табл. 2, снова свидетельствуют о весьма слабой аргументации в пользу присутствия эффекта обратной асимметрии на криптовалютном рынке: оценки параметра α_2 находятся за границей статистической значимости ($p < 0,05$). В отдельных случаях (для эфира и риппла) они и вовсе близки к нулю.

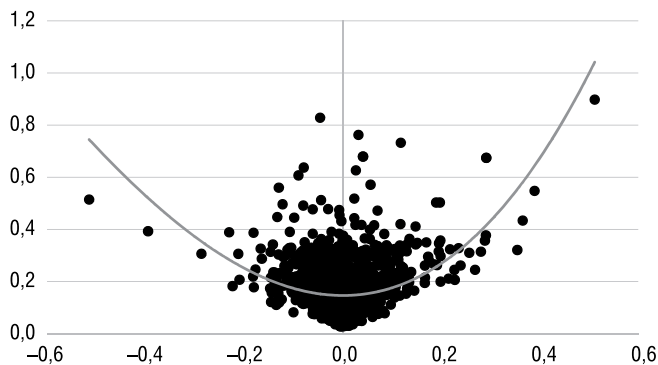
Базируясь на асимметричных однорежимных E-GARCH-моделях, мы построили кривые влияния новостного фона (оцениваемого через доходность прошлого периода) на условную вариацию доходности криптовалют (NICs) (рис. 6а, 6б, 6с, 6д). Малый крен ветвей параболы условной вариации в сторону положительной доходности свидетельствует о доминанте влияния хороших новостей. Но он прослеживается лишь для биткойна и лайткойна. В случае риппла причиной более выраженной асимметрии стал, скорее, статистический выброс.



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

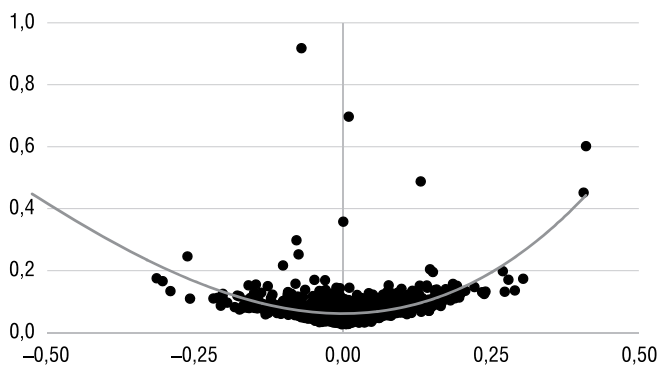
Рис. 6а. Зависимость условной вариации доходности биткойна (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс)

⁶ Следует сказать, что похожие результаты были обнаружены в исследовании [Catania, Sandholdt, 2019].



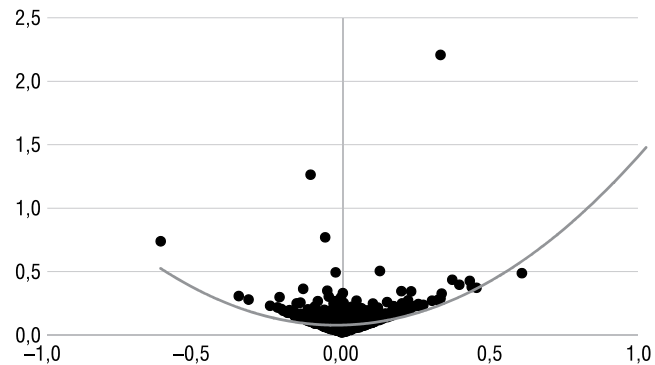
Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 6b. **Зависимость условной вариации доходности лайткойна (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс)**



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 6с. **Зависимость условной вариации доходности эфира (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс)**



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 6d. **Зависимость условной вариации доходности риппла (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс)**

Однако как различия в амплитуде колебаний доходности криптовалют на анализируемом временном горизонте, так и структурные разрывы в динамике рынка могли приводить к разному проявлению эффекта асимметрии в разные периоды. Поэтому, предполагая зависимость параметра асимметрии (α_2) от общей конъюнктуры криптовалютного рынка, далее мы оценили асимметричные однорежимные GJR-GARCH-модели при восходящем и нисходящем ралли рынка, а затем выполнили оценивание двухрежимных Markov-Switching GARCH-моделей различной спецификации (E-GARCH, T-GARCH) (табл. 3).

Таблица 3

Результаты оценивания двухрежимных Markov-Switching GARCH-моделей (E-GARCH, T-GARCH) и асимметричной однорежимной GJR-GARCH-модели до и после структурного слома

	Коэффициент — апостериорная медиана (25–75 перцентиль)		Коэффициент (робастная стандартная ошибка)
	<i>Биткойн (режим низкой волатильности)</i>		<i>Биткойн (восходящее ралли)</i>
	E-GARCH	T-GARCH	GJR-GARCH
α_0	–0,101 (–0,107; –0,095)	–	–
α_1	0,431 (0,376; 0,486)	0,144 (0,131; 0,158)	0,238*** (0,038)
β	0,985 (0,984; 0,985)	0,879 (0,869; 0,888)	0,822*** (0,040)
α_2	0,010 (–0,030; 0,057)	0,107 (0,095; 0,123)	–0,123** (0,048)
	<i>Биткойн (режим высокой волатильности)</i>		<i>Биткойн (нисходящее ралли)</i>
	E-GARCH	T-GARCH	GJR-GARCH
α_0	–0,483 (–0,513; –0,449)	0,010 (0,004; 0,011)	–
α_1	0,336 (0,286; 0,393)	0,202 (0,156; 0,257)	0,059*** (0,019)
β	0,916 (0,912; 0,920)	0,757 (0,713; 0,797)	0,922*** (0,015)
α_2	0,004 (–0,023; 0,029)	0,195 (0,152; 0,234)	0,039 (0,030)
p_{11}	0,985 (0,984; 0,985)	0,831 (0,801; 0,860)	–
p_{12}	0,023 (0,022; 0,023)	0,490 (0,436; 0,539)	–

Примечания: 1. Переменная p_{12} представляет собой вероятность перехода рынка из одного режима (низкой волатильности) в другой (высокой волатильности). 2. * — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,1$, ** — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,05$, *** — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,01$. Значение параметра асимметрии выделено полужирным шрифтом.

Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

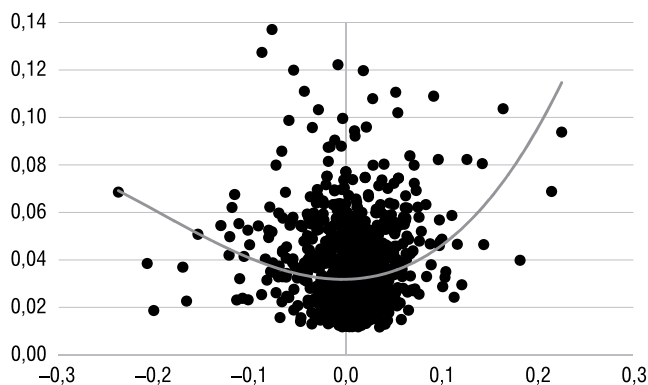
Исходя из результатов табл. 3 очевидно, что эффект асимметрии был довольно подвижен. При восходящем ралли рынка действительно имели место обратная асимметрия и доминирующее влияние положительных новостей. Отрицательные новости попросту игнорировались участниками рынка, что, собственно, и поддерживало рыночный ажиотаж в конце 2017 года. Иными словами, инвесторы находились в состоянии эйфории, забывая о рисках возможных потерь. Ситуация коренным образом изменилась уже в начале 2018 года, когда правительства развитых стран ввели ряд институциональных ограничений на деятельность криптовалютных бирж, препятствуя перегреву рынка. Крупные финансовые институты отказались от торговых стратегий, завязанных на криптовалютах. IT-гиганты блокировали упоминания о криптовалютах в сети Интернет. Отдельные «тяжеловесные» рыночные игроки фиксировали прибыли. Всё это в совокупности привело к преобладающему влиянию отрицательных новостей, обеспечило разворот тренда и создало обратный эффект асимметрии.

На рис. 7a, 7b мы снова визуализировали кривые влияния новостей NICs, делая акцент на их различии при восходящем и нисходящем ралли рынка. Кривые NICs были построены на основе оценок условной вариации асимметричных однорежимных GJR-GARCH-моделей.

При восходящем ралли рынка достаточно хорошо прослеживался крен ветвей параболы условной волатильности в сторону положительной доходности, а во время коррекции отмечался незначительный крен в противоположную сторону (что свидетельствует о доминанте влияния негативных новостей). Таким образом, полученные на основе модельных построений результаты подтверждают ранее сделанный вывод о слабой верификации гипотезы об обратной асимметрии влияния новостного фона.

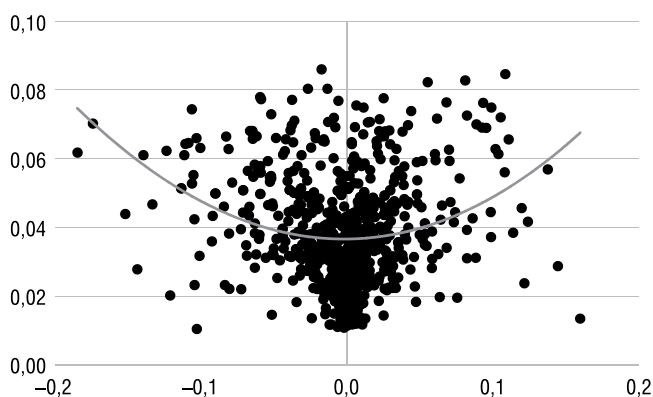
Оценивание Markov-Switching GARCH моделей (E-GARCH, T-GARCH) для режимов низкой и высокой волатильности рынка также привело к различным результатам. В ситуации относительно спокойного рынка (низкой волатильности) отмечается сверхреакция на хорошие новости ($\alpha_1 > \alpha_2$ в T-GARCH спецификации), однако при интенсивных рыночных движениях (высокой волатильности) ситуация коренным образом меняется: инвесторы симметрично реагируют на положительные и отрицательные новости ($\alpha_1 \cong \alpha_2$ в T-GARCH спецификации).

Наконец, отталкиваясь от оценок двухрежимной Markov-Switching E-GARCH-модели, мы визуализировали сглаженную вероятность перехода рынка биткойна в режим высокой волатильности (рис. 8).



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 7а. Зависимость условной вариации доходности биткойна (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс) на восходящем ралли рынка



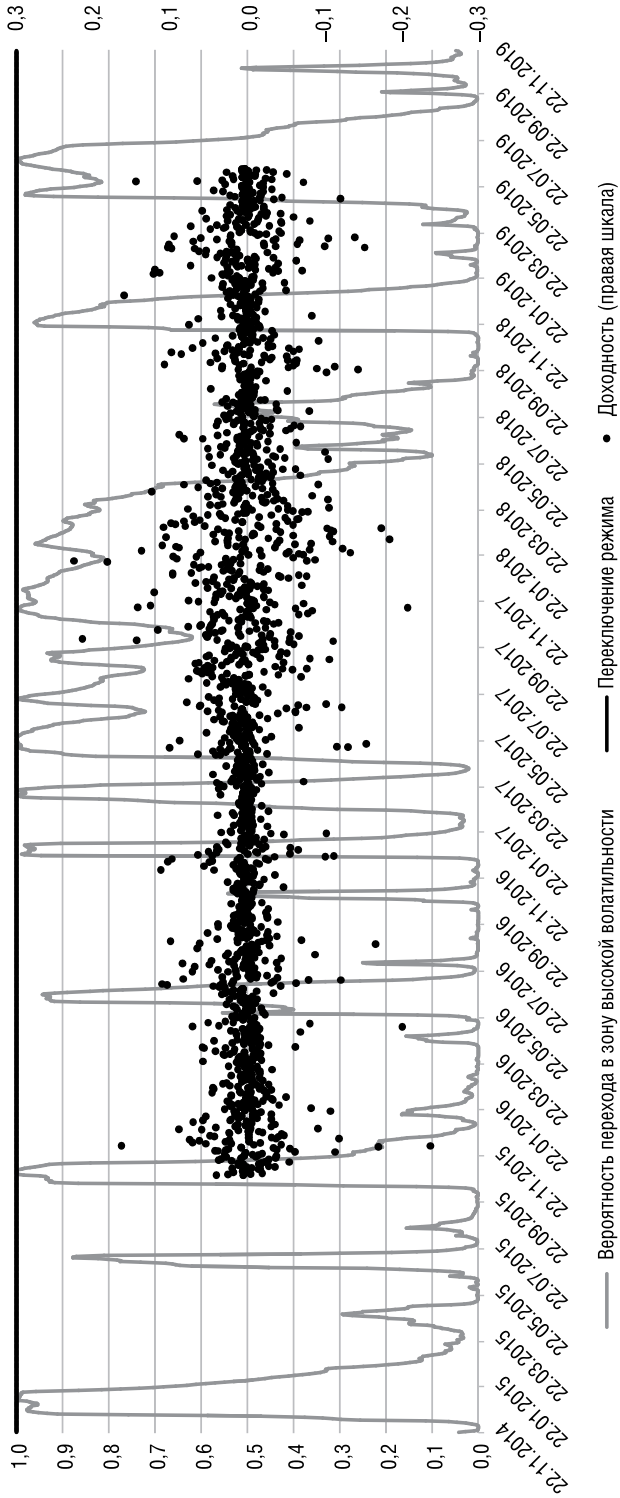
Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 7б. Зависимость условной вариации доходности биткойна (ось ординат) от его доходности в предыдущем периоде (ось абсцисс) на нисходящем ралли рынка

Вероятность перехода рынка в турбулентную зону резко возросла в конце 2017 года и в первые месяцы 2019-го (черная линия достигала единичной пунктирной линии) — тогда наблюдались два самых стремительных восходящих ралли криптовалютного рынка. Кроме того, из рис. 8 совершенно очевидно и то, что ажиотаж 2017 года был значительно сильнее своего аналога образца 2019-го.

Тестирование гипотезы 2

Гипотеза о присутствии стадных инстинктов на исследуемом рынке подразумевает влияние крупных агентов на поведение мелких спекулянтов во время ажиотажа на криптовалюты [Catania, Sandholdt, 2019]. Под последним мы имеем в виду временной промежуток с января 2017 года по ноябрь 2019-го.



Источник: <https://finance.yahoo.com/cryptocurrencies>.

Рис. 8. Сглаженные вероятности перехода рынка биткойна в режим высокой волатильности

Однако, учитывая динамические свойства рынка и накопление его участниками знаний и практического опыта, мы проверили аналогичную гипотезу и для двух других подпериодов — большого (восходящего и нисходящего) ралли-1 (октябрь 2017 — февраль 2019 года) и малого ралли-2 (февраль — ноябрь 2019 года).

В табл. 4 представлены результаты оценивания HAR(3)-RV-J-модели на рынке биткойна.

Т а б л и ц а 4

Результаты оценивания HAR(3)-RV-J-модели на рынке биткойна

	Коэффициент (стандартная ошибка)				
	весь временной горизонт	до ажиотажа (до января 2017)	во время ажиотажа (после января 2017)	ралли-1 (октябрь 2017 — февраль 2019)	ралли-2 (февраль 2019 — ноябрь 2019)
β_0	—	—	—	—	—
β_d	0,529*** (0,038)	1,148*** (0,108)	0,401*** (0,040)	0,430*** (0,057)	0,198*** (0,075)
β_w	0,040 (0,046)	-0,135* (0,071)	0,147** (0,062)	0,085 (0,089)	0,405*** (0,129)
β_m	0,259*** (0,056)	0,084 (0,094)	0,333*** (0,071)	0,407*** (0,095)	-0,035 (0,164)
β_l	-0,780*** (0,181)	-2,913*** (0,429)	-1,101*** (0,296)	-0,536 (0,484)	0,709 (0,492)
R^2	0,276	0,290	0,304	0,414	0,191
N	516818	214774	302044	136728	78594

Примечание. * — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,1$, ** — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,05$, *** — коэффициент статистически значим на уровне $p < 0,01$.

Источник: <https://bitcoincharts.com>.

Из табл. 4 видно, как менялось поведение краткосрочных инвесторов до и во время ажиотажа на криптовалюты. До января 2017 года краткосрочные инвесторы следовали собственным торговым стратегиям — будущая краткосрочная компонента волатильности не зависела от своего текущего долгосрочного аналога (параметр β_m остался за пределами статистической значимости). Однако после января 2017 года ситуация принципиально изменилась. Внутриденные инвесторы копировали стратегии торговли более крупных игроков, предполагая наличие у них инсайдерской информации и ее рационального анализа (о чем свидетельствует значимость параметров β_w и β_m в регрессии). Более того, так как месячная компонента волатильности оказывала сравнительно большее влияние на будущую дневную компоненту волатильности ($\beta_m > \beta_w$), воспроизводились практики торговли не просто крупных инвесторов, а наиболее «тяжеловесных» агентов.

В то же время достаточно четко прослеживался элемент обучения мелких инвесторов торгам. Если первое ралли (образца

2017 года) привело к массовому копированию и воспроизводству стратегий торговли крупных игроков (параметр β_m значим в регрессии), то второе ралли (образца 2019 года) этим не отличалось (параметр β_m не значим в регрессии). Вероятно, именно по этой причине оно было существенно меньше по амплитуде и короче по продолжительности.

Заключение

Настоящее исследование посвящено изучению отдельных свойств криптовалютного рынка. В частности, тестировались гипотезы об асимметричном влиянии новостей на участников рынка криптовалют (гипотеза 1), а также об их стадных инстинктах (гипотеза 2).

Для тестирования первой гипотезы мы использовали ряд методологических приемов — от анализа статистики поисковых запросов до сложных моделей условной волатильности с переключением режимов рынка. Верификация второй гипотезы предполагала спецификацию и оценивание гетерогенной авторегрессионной модели реализованной волатильности.

Полученные в ходе тестирования первой гипотезы результаты свидетельствуют о зависимости эффекта асимметрии от направления движения рынка (восходящий или нисходящий тренд) и амплитуды его колебаний (высокая или низкая волатильность). В частности, по мере стремительного роста стоимости криптовалют и формирования бычьего тренда инвесторы игнорировали плохие новости, недооценивая риски убытков. В этот период имел место эффект обратной асимметрии реакций рынка. При медвежьем тренде инвесторы становились сверхчувствительны к плохим новостям (наблюдалась традиционная асимметрия). Однако если на рынке начинались интенсивные движения в принципе (проявляющиеся в росте волатильности), асимметрия реакции на хорошие и плохие новости практически не наблюдалась.

Тестирование второй гипотезы позволило проследить специфические черты поведения мелких инвесторов во время ажиотажа на криптовалюты. Если до января 2017 года мелкие инвесторы следовали собственным стратегиям торговли, то впоследствии они копировали поведение «тяжеловесных» игроков. Мы смогли наблюдать признаки обучения мелких инвесторов торгам: с течением времени они уже в меньшей степени поддавались на провокации со стороны крупных игроков, что не позволило малому рыночному ралли 2019 года превзойти свой аналог образца 2017-го — как по амплитуде колебаний, так и по продолжительности.

И меняющаяся в зависимости от конъюнктуры асимметричная реакция рынка криптовалют на новости, и ярко выраженное стадное поведение участников свидетельствуют о неэффективности криптовалютного рынка (особенно в период его незрелости) и подтверждают ряд концептуальных положений поведенческих финансов.

Литература

1. Столбов М. И. К десятилетию рынка криптовалют: текущее состояние и перспективы // Вопросы экономики. 2019. № 5. С. 136–148.
2. Al-Yahyaee K. H., Mensi W., Yoon S.-M. Efficiency, Multifractality, and the Long-Memory Property of the Bitcoin Market: A Comparative Analysis with Stock, Currency, and Gold Markets // Finance Research Letters. 2018. Vol. 27(C). P. 228–234.
3. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F. Roughing It Up: Including Jump Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility // Review of Economics and Statistics. 2007. Vol. 89. No 4. P. 701–720.
4. Ardia D., Bluteau K., Boudt K., Catania L., Trottier D.-A. Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package // Journal of Statistical Software. 2019. Vol. 91. No 4. P. 1–38.
5. Baur D. G., Dimpfl T. Asymmetric Volatility in Cryptocurrencies // Economics Letters. 2018. Vol. 173(C). P. 148–151.
6. Bouri E., Gupta R., Roubaud D. Herding Behaviour in Cryptocurrencies // Finance Research Letters. 2019a. Vol. 29(C). P. 216–221.
7. Bouri E., Shahzad S. J. H., Roubaud D. Cryptocurrencies as Hedges and Safe-Havens for US Equity Sectors // The Quarterly Review of Economics and Finance. 2019b. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976918302357>.
8. Catania L., Sandholdt M. Bitcoin at High Frequency // Journal of Risk and Financial Management. 2019. Vol. 12. No 1. P. 1–20.
9. Cheikh N. B., Zaied Y. B., Chevallier J. Asymmetric Volatility in Cryptocurrency Markets: New Evidence from Smooth Transition GARCH Models // Finance Research Letters. 2019. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S154461231930162X>.
10. Chevapatrakul T., Mascia D. V. Detecting Overreaction in the Bitcoin Market: A Quantile Autoregression Approach // Finance Research Letters. 2019. Vol. 30. P. 371–377.
11. Christie A. The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects // Journal of Financial Economics. 1982. Vol. 10. No 4. P. 407–432.
12. Corbet S., Lucey B., Yarovaya L. Datestamping the Bitcoin and Ethereum Bubbles // Finance Research Letters. 2018. Vol. 26(C). P. 81–88.
13. Corsi F. A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility // Journal of Financial Econometrics. 2009. Vol. 7. No 2. P. 174–196.
14. Corsi F., Pirino D., Renò R. Threshold Bipower Variation and the Impact of Jumps on Volatility Forecasting // Journal of Econometrics. 2010. Vol. 159. No 2. P. 276–288.
15. Dyhrberg A. H. Bitcoin, Gold and the Dollar — A GARCH Volatility Analysis // Finance Research Letters. 2016. Vol. 16. P. 85–92.
16. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work // The Journal of Finance. 1970. Vol. 25. No 2. P. 383–417.
17. Glosten L. R., Jagannathan R., Runkle D. E. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks // The Journal of Finance. 1993. Vol. 48. No 5. P. 1779–1801.
18. Gurdgiev C., O'Loughlin D. Herding and Anchoring in Cryptocurrency Markets: Investor Reaction to Fear and Uncertainty // Journal of Behavioral and Experimental Finance. 2020. Vol. 25. Art. 100271.
19. Gyamerah S. A. Modelling the Volatility of Bitcoin Returns Using GARCH Models // Quantitative Finance and Economics. 2019. Vol. 3. No 4. P. 739–753.

20. Jiang Y., Nie H., Ruan W. Time-Varying Long-Term Memory in Bitcoin Market // *Finance Research Letters*. 2018. Vol. 25(C). P. 280–284.
21. Kallinterakis V., Wang Y. Do Investors Herd in Cryptocurrencies — and Why? // *Research in International Business and Finance*. 2019. Vol. 50(C). P. 240–245.
22. Kristoufek L. BitCoin Meets Google Trends and Wikipedia: Quantifying the Relationship Between Phenomena of the Internet Era // *Scientific Reports*. 2013. Vol. 3. No 3415.
23. Muller U. A., Dacorogna M. M., Dave R. D., Olsen R. B., Pictet O. V., von Weizsacker J. E. Volatilities of Different Time Resolutions — Analysing the Dynamics of Market Components // *Journal of Empirical Finance*. 1997. Vol. 4. No 2–3. P. 213–239.
24. Nelson D. B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach // *Econometrica*. 1991. Vol. 59. No 2. P. 347–370.
25. Sensoy A. The Inefficiency of Bitcoin Revisited: A High-Frequency Analysis with Alternative Currencies // *Finance Research Letters*. 2019. Vol. 28(C). P. 68–73.
26. Takaishi T., Adachi T. Taylor Effect in Bitcoin Time Series // *Economics Letters*. 2018. Vol. 172(C). P. 5–7.
27. Urquhart A. The Inefficiency of Bitcoin // *Economics Letters*. 2016. Vol. 148(C). P. 80–82.
28. Vidal-Tomás D., Ibañez A. Semi-Strong Efficiency of Bitcoin // *Finance Research Letters*. 2018. Vol. 27(C). P. 259–265.
29. Zakoian J.-M. Threshold Heteroskedastic Models // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1994. Vol. 18. No 5. P. 931–955.

Ekonomicheskaya Politika, 2020, vol. 15, no. 3, pp. 74-105

Marina Yu. MALKINA, Dr. Sci. (Econ.). Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod (7, Universitetskiy per., Nizhny Novgorod, 603000, Russian Federation).

E-mail: mmuri@yandex.ru

Vyacheslav N. OVCHINNIKOV. Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation (3, Nastas'inskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation), Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod (7, Universitetskiy per., Nizhny Novgorod, 603000, Russian Federation).

E-mail: ovchinnikov@nifi.ru

Cryptocurrency Market: Overreaction to News and Herd Instincts

Abstract

We studied the specific properties of the cryptocurrency market. Guided by the concept of implied volatility, we investigated the asymmetric reaction of the market to news. Based on the concept of realized volatility, we verified the hypothesis of herding behavior in the market. To test the properties of the market, we used a combination of methods, starting from the analysis of statistics of search queries, interpreted as proxies of information demand from professional market participants and the “wide crowd”, and ending with advanced Markov-Switching GARCH models and heterogeneous autoregressive models of realized volatility (HAR-RV-J-models). As a result, we found various types of asymmetric reactions of the cryptocurrency market to news related to both the general direction of its dynamics (growth or decrease) and the amplitude of return fluctuations (high or low volatility). During the upward price rally and overheating of the market, investors deliberately avoided the bad news; thereby the asymmetry in the crypto-

currency market was inverse (to the adopted leverage effect). On the contrary, during the downward price rally, market participants exhibited an overreaction to bad news. In addition, the asymmetric reaction to the news observed during the period of low market volatility actually disappeared when the amplitude of cryptocurrency return volatility increased. The behavior of short-term investors was also varied in the study period. While during the growth of the market, small speculators were more likely to follow their own trading strategies, during the hype they borrowed the trading practices of the largest players. We also revealed the effect of training among small investors: over time, they became less prone to provocations from large players, which did not allow the 2019 rally to surpass its counterpart in 2017 in terms of both return oscillations and duration.

Keywords: cryptocurrencies, market (in)efficiency, overreaction to news, asymmetry effect, herding behavior, learning effect.

JEL: G02, G14.

References

1. Stolbov M. I. K desyatiletiyu rynka kriptovalyut: tekushchee sostoyanie i perspektivy [The 10th Anniversary of the Cryptocurrency Market: Its Current State and Prospects]. *Voprosy ekonomiki*, 2019, no. 5, pp. 136-148.
2. Al-Yahyaee K. H., Mensi W., Yoon S.-M. Efficiency, Multifractality, and the Long-Memory Property of the Bitcoin Market: A Comparative Analysis with Stock, Currency, and Gold Markets. *Finance Research Letters*, 2018, vol. 27(C), pp. 228-234.
3. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F. Roughing It Up: Including Jump Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility. *Review of Economics and Statistics*, 2007, vol. 89, no. 4, pp. 701-720.
4. Ardia D., Bluteau K., Boudt K., Catania L., Trottier D.-A. Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package. *Journal of Statistical Software*, 2019, vol. 91, no. 4, pp. 1-38.
5. Baur D. G., Dimpfl T. Asymmetric Volatility in Cryptocurrencies. *Economics Letters*, 2018, vol. 173(C), pp. 148-151.
6. Bouri E., Gupta R., Roubaud D. Herding Behaviour in Cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 2019a, vol. 29(C), pp. 216-221.
7. Bouri E., Shahzad S. J. H., Roubaud D. Cryptocurrencies as Hedges and Safe-Havens for US Equity Sectors. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 2019b. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976918302357>.
8. Catania L., Sandholdt M. Bitcoin at High Frequency. *Journal of Risk and Financial Management*, 2019, vol. 12, no. 1, pp. 1-20.
9. Cheikh N. B., Zaied Y. B., Chevallier J. Asymmetric Volatility in Cryptocurrency Markets: New Evidence from Smooth Transition GARCH Models. *Finance Research Letters*, 2019. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S154461231930162X>.
10. Chevapatrakul T., Mascia D. V. Detecting Overreaction in the Bitcoin Market: A Quantile Autoregression Approach. *Finance Research Letters*, 2019, vol. 30, pp. 371-377.
11. Christie A. The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, 1982, vol. 10, no. 4, pp. 407-432.
12. Corbet S., Lucey B., Yarovaya L. Datestamping the Bitcoin and Ethereum Bubbles. *Finance Research Letters*, 2018, vol. 26(C), pp. 81-88.
13. Corsi F. A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 2009, vol. 7, no. 2, pp. 174-196.
14. Corsi F., Pirino D., Renò R. Threshold Bipower Variation and the Impact of Jumps on Volatility Forecasting. *Journal of Econometrics*, 2010, vol. 159, no. 2, pp. 276-288.
15. Dyhrberg A. H. Bitcoin, Gold and the Dollar - A GARCH Volatility Analysis. *Finance Research Letters*, 2016, vol. 16, pp. 85-92.

16. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 1970, vol. 25, no. 2, pp. 383-417.
17. Glosten L. R., Jagannathan R., Runkle D. E. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 1993, vol. 48, no. 5, pp. 1779-1801.
18. Gurdgiev C., O'Loughlin D. Herding and Anchoring in Cryptocurrency Markets: Investor Reaction to Fear and Uncertainty. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2020, vol. 25, art. 100271.
19. Gyamerah S. A. Modelling the Volatility of Bitcoin Returns Using GARCH Models. *Quantitate Finance and Economics*, 2019, vol. 3, no. 4, pp. 739-753.
20. Jiang Y., Nie H., Ruan W. Time-Varying Long-Term Memory in Bitcoin Market. *Finance Research Letters*, 2018, vol. 25(C), pp. 280-284.
21. Kallinterakis V., Wang Y. Do Investors Herd in Cryptocurrencies - and Why? *Research in International Business and Finance*, 2019, vol. 50(C), pp. 240-245.
22. Kristoufek L. BitCoin Meets Google Trends and Wikipedia: Quantifying the Relationship Between Phenomena of the Internet Era. *Scientific Reports*, 2013, vol. 3, no. 3415.
23. Muller U. A., Dacorogna M. M., Dave R. D., Olsen R. B., Pictet O. V., von Weizsacker J. E. Volatilities of Different Time Resolutions - Analysing the Dynamics of Market Components. *Journal of Empirical Finance*, 1997, vol. 4, no. 2-3, pp. 213-239.
24. Nelson D. B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 1991, vol. 59, no. 2, pp. 347-370.
25. Sensoy A. The Inefficiency of Bitcoin Revisited: A High-Frequency Analysis with Alternative Currencies. *Finance Research Letters*, 2019, vol. 28(C), pp. 68-73.
26. Takaishi T., Adachi T. Taylor Effect in Bitcoin Time Series. *Economics Letters*, 2018, vol. 172(C), pp. 5-7.
27. Urquhart A. The Inefficiency of Bitcoin. *Economics Letters*, 2016, vol. 148(C), pp. 80-82.
28. Vidal-Tomás D., Ibañez A. Semi-Strong Efficiency of Bitcoin. *Finance Research Letters*, 2018, vol. 27(C), pp. 259-265.
29. Zakoian J.-M. Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994, vol. 18, no. 5, pp. 931-955.

Макроэкономика

АНАЛИЗ ФАКТОРОВ БАНКОВСКИХ ДЕФОЛТОВ 2013–2019 ГОДОВ

Андрей ЗУБАРЕВ, Ольга БЕКИРОВА

Андрей Витальевич Зубарев —
кандидат экономических наук,
старший научный сотрудник лаборатории
математического моделирования
экономических процессов
Института прикладных экономических
исследований, РАНХиГС
(РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: zubarev@ranepa.ru

Ольга Александровна Бекирова —
младший научный сотрудник
лаборатории математического
моделирования экономических процессов
Института прикладных экономических
исследований, РАНХиГС
(РФ, 117517, Россия,
Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: bekirova-oa@ranepa.ru

Аннотация

С приходом на пост главы Банка России в 2013 году Э. Набиуллиной политика регулятора резко изменилась: был взят курс на сокращение числа проблемных кредитных организаций. Кризис 2014–2015 годов, вызванный снижением мировых цен на нефть и экономическими санкциями, оказал влияние на банковский сектор посредством реализовавшихся валютных рисков и роста просроченной задолженности по кредитам. В работе исследуются факторы, которые статистически значимо коррелировали с вероятностью банковских дефолтов в России в период с III квартала 2013 года по I квартал 2019-го. Сделана попытка понять, определяются ли действия Банка России динамикой показателей банковских балансов. Основным эконометрическим инструментом являются бинарные логистические регрессии. Полученные результаты позволяют сделать выводы, что вероятность банковского дефолта повышают факторы, характеризующие вовлеченность кредитной организации в классическую банковскую деятельность. Явным индикатором дефолта являются резервы на возможные потери. В работе сконструирована отдельная переменная, характеризующая степень создания банком ликвидности в экономике. Согласно полученным оценкам, высокие уровни создания ликвидности банком могут повышать риск несостоятельности. Оценены также модели отдельно для острой фазы кризиса и для последующего периода. Важным выводом здесь является значимость показателя излишнего создания ликвидности лишь в острой фазе кризиса, что может объясняться большей чувствительностью к дополнительным рискам в кризисный момент. Аналогичные модели были оценены для выборки из 150 крупных банков, которая является более однородной и интересует регулятора в первую очередь. На этой выборке ряд переменных, в том числе уровень создания ликвидности, оказался незначимым, однако высокие значения резервов на возможные потери по-прежнему увеличивают вероятность дефолта. В качестве альтернативной спецификации была рассмотрена логистическая панельная регрессия.

Ключевые слова: банковский дефолт, логистическая регрессия, ЦБ РФ.

JEL: C35, C51, E58, G21, G28, G33.

Введение

С середины 2013 года ЦБ РФ занялся оздоровлением банковской системы. Банк России с приходом нового председателя Эльвиры Набиуллиной взял курс на сокращение числа проблемных кредитных организаций. Было ликвидировано большое количество так называемых карманных банков. Число кредитных организаций с 2013 года по 2019-й сократилось на 49%¹.

В настоящее время ЦБ РФ занимается санацией крупных банков, таких, например, как Промсвязьбанк и ФК «Открытие». Для финансового оздоровления несостоятельных банков в 2017 году был создан специальный фонд консолидации банковского сектора. Такие меры направлены на снижение потерь от банкротства крупных банков. В связи с этим важно понять, какие факторы могли бы заблаговременно указывать на возможный дефолт крупных банков. Это помогло бы снизить издержки на их санацию либо избежать дефолта с помощью превентивных мер.

Кризис 2014–2015 годов также оказал влияние на банковский сектор. В ходе кризиса наблюдались значительные негативные шоки нефтяных цен, внесшие существенный вклад в динамику макроэкономической системы [Фокин, Полбин, 2019; Polbin et al., 2019], в том числе через каналы валютных рисков и снижение инвестиционной привлекательности. Введение экономических санкций тоже негативно сказалось на российской экономике. Всё это привело к падению реальных доходов населения и оттоку средств вкладчиков с банковских счетов, что отрицательно повлияло на жизнеспособность некоторых банков.

Тематике изучения банковских дефолтов в России посвящен целый ряд работ, в которых вероятность дефолта, как правило, моделируется с использованием балансовых переменных. В работах [Дробышевский, 2000; Peresetsky et al., 2011] рассматривались банковские кризисы в конце 1990-х. Влиянию кризиса 2008 года на банковский сектор уделено внимание в [Зубарев, 2012], более длинные временные горизонты рассмотрены в [Живайкина, Пересецкий, 2017; Карминский, Костров, 2013; Fungasova et al., 2015], а в [Фомин, 2019; Makinen, Solanko, 2018] исследуемый период расширен до 2017 года.

Однако в перечисленных работах не уделялось внимания последствиям, которые мог вызвать в банковском секторе валютный кризис 2014–2015 годов. Именно этот кризисный период представляет наибольший интерес. Во-первых, он знаменует волну дефолтов, начавшуюся из-за ужесточения банковского

¹ Информация о банковской системе Российской Федерации. <https://www.cbr.ru/statistics/pdiko/lic/>.

надзора новыми властями (в некотором смысле это можно считать структурным сдвигом). Во-вторых, российская экономика вообще и банковский сектор в частности были подвержены негативному влиянию внешних макроэкономических шоков, вызванных резким и продолжительным падением цен на энергоносители. Не менее интересно сравнить этот отрезок времени с более поздним, вплоть до начала 2019 года. Рассмотрение продолжительного посткризисного периода (более длинного, чем в работах [Живайкина, Пересецкий, 2017; Фомин, 2019; Makinen, Solanko, 2018]) позволяет различить риски банковского сектора и индикаторы, выявляющие эти риски в кризисный и относительно спокойный периоды.

Важным отличием нашей работы от [Фомин, 2019; Makinen, Solanko, 2018] является специфичный алгоритм отбора точек, используемых для получения оценок: он позволяет избежать критического дисбаланса между двумя значениями бинарной зависимой переменной. Также мы тестируем устойчивость результатов с помощью альтернативных панельных спецификаций с учетом временных эффектов, что придает полученным результатам большую валидность.

Одна из гипотез, проверяемых в настоящей работе, состоит в способности отдельных характеристик банка (прежде всего размера ликвидных средств) указывать на возможность банковского дефолта. При этом проверяется и связь нелинейного характера. Также уделяется внимание резервам на возможные потери, которые в определенной степени характеризуют риски, взятые на себя банком в прошлом.

Также, следуя работе [Fungasova et al., 2015], был продолжен анализ связи между банковскими дефолтами и показателями создания банком ликвидности в экономике. Помимо этого, проверяется гипотеза о том, что во время острой фазы кризиса 2014–2015 годов и после нее с вероятностью банковского дефолта коррелировали разные наборы характеристик. Различия могут быть вызваны большим набором рисков, реализовавшихся в кризисном периоде.

Цель работы — выявить факторы, которые статистически значимо коррелировали с вероятностью банковского дефолта в России в период действия политики сокращения проблемных банков, а также предложить адекватную модель для предсказания дефолтов банков. Исследование может быть полезно как для Банка России, который, используя модели подобного типа, сможет точнее выявлять наиболее уязвимые кредитные учреждения, так и для самих банков и их контрагентов.

1. Обзор теоретических и эмпирических работ, посвященных тематике банковских дефолтов

Существенный вклад в моделирование набегов на банк внесли Дуглас Даймонд и Филип Дибвиг [Diamond, Dybvig, 1983], разработавшие теоретическую модель с микроэкономическими обоснованиями и показавшие, что существуют два равновесия по Нэшу, одним из которых является набег на банк. В работе также отмечено, что ситуация набег на банк может быть вызвана самоисполняющимися ожиданиями (вкладчики, ожидая ухудшения баланса банка из-за большого числа снятий другими вкладчиками, начинают сами выводить средства, что приводит к реальному ухудшению положения банка), что делает банки финансовыми институтами, уязвимыми для тревожных слухов и паники.

В теоретических работах основная полемика ведется по поводу того, как не допустить неблагоприятного равновесия: [Diamond, Dybvig, 1983] предлагают введение системы государственного страхования вкладов; [Temzelides, 1997] говорит, что достичь благоприятного равновесия можно путем создания более концентрированной (состоящей из меньшего числа крупных банков) банковской системы; [Ennis, Keister, 2009] делают важное замечание о том, что стратегия поведения банка для борьбы с кризисом влияет на поведение вкладчиков во время кризиса.

В более поздней работе [Acharya, 2009] было проанализировано влияние системного риска на банковскую несостоятельность. Основным вывод работы следующий: чтобы снизить совокупный риск банковского сектора, банкам следует вкладывать средства в низкоркоррелированные активы.

Стоит также отметить ряд более поздних теоретических работ, строящихся на основе модели Даймонда — Дибвига [Gu, 2011; Peck, Shell, 2010; Uhlig, 2010], см. их обзор в [Зубарев, 2013].

Тематике банковских дефолтов посвящен большой ряд эмпирических работ, в которых авторы пытаются выявить макроэкономические, институциональные и взятые из отчетностей банков показатели, коррелирующие с вероятностью дефолта. Чаще всего в работах используется логистическая регрессия.

Прежде всего стоит выделить раннюю работу [Martin, 1977], в которой оценивается вероятность банковских дефолтов в США в 1970-е годы. Согласно полученным результатам, отрицательно скоррелированы с вероятностью дефолта величина чистого дохода, нормированная на активы банка, и отношение капитала к рисковым активам. Доля коммерческих кредитов во всём кредитном портфеле и отношение списанных активов к операционному доходу положительно коррелируют с вероятностью дефолта.

В работе [Hwang et al., 1997] рассматривается более поздний период банковских дефолтов в США — 1980–1989 годы. Авторы отмечают, что более высокий собственный капитал, прибыльность и ликвидность имеют тенденцию к снижению вероятности банковского дефолта. Высокая доля (по отношению ко всем активам) просроченных на 90 дней кредитов, наоборот, увеличивает вероятность несостоятельности банка.

В работе [Demirgüç-Kunt, Detragiache, 1998] проводится международное исследование на годовых данных по развивающимся и развитым странам за 1980–1994 годы. Авторы делают вывод, что слабая макроэкономическая обстановка подталкивает к возникновению банковских кризисов. Полученные авторами оценки свидетельствуют, что наличие системы страхования вкладов увеличивает вероятность дефолта. Это расходится с выводом теоретической работы Даймонда — Дибвига.

Ряд статей посвящен проблеме банковских дефолтов в отдельных странах и регионах: в Восточно-Азиатском регионе и странах Латинской Америки [Arena, 2008], Великобритании [Logan, 2001], Норвегии [Andersen, 2008].

Довольно много работ изучают банковские дефолты в России. Так, в [Дробышевский, 2000] рассматриваются причины банковских дефолтов во время финансового кризиса 1998 года. Получен вывод, что отрицательно коррелируют с возникновением проблем у банка следующие показатели: доля остатков на корреспондентских счетах в банках-нерезидентах в общем объеме активов, доля средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств. Напротив, увеличивают вероятность несостоятельности банков следующие показатели: отношение иностранных обязательств к активам, доля депозитов населения в общем объеме обязательств, разница между темпами прироста кредитов нефинансовому сектору у данного коммерческого банка и темпом прироста кредитов нефинансовому сектору по всей банковской системе, средневзвешенная ставка по депозитам физических лиц.

Авторы работы [Peresetsky et al., 2011] рассматривают российские банки в 1997–2003 годах. Показано, что предварительное разбиение банков на кластеры и построение для них отдельных моделей увеличивает качество построенных моделей. Авторы приходят к выводу, что повышают вероятность дефолта увеличение доли негосударственных ценных бумаг в активах, доли основных средств в активах, отношения резервов на возможные потери к размеру кредита НБС (небанковской системе). Положительно коррелируют с выживаемостью банков капитализация и отношение ликвидных активов к активам. Показатель объема кредитов нефинансовому сектору и доля государственных ценных бумаг

в активах также снижают вероятность дефолта, но значимы только в кластере мелких банков.

В работах [Дробышевский, Зубарев, 2011; Зубарев, 2012] исследуется период 2006–2009 годов для выявления факторов, которые коррелировали с жизнеспособностью банков. Полученные результаты свидетельствуют, что уменьшают вероятность банковского дефолта доля кредитов домохозяйствам в активах, доля иностранных обязательств в обязательствах, доля просроченных кредитов во всех кредитах. Наоборот, увеличивают вероятность дефолта доля рыночного долга в обязательствах и отношение резервов на возможные потери к кредитам НБС, выданным небанковскому сектору. Важным выводом является то, что ослабление национальной валюты увеличивает вероятность дефолта. Также из полученной модели сделан вывод, что мелкие и крупные банки (в терминах размера активов) имеют меньшую вероятность банкротства, а более вероятно банкротство банков среднего размера.

В работе [Fungacova et al., 2015] на российских квартальных данных с 2000 года по 2007-й полученные результаты свидетельствуют в пользу следующей гипотезы: уязвимость банка возрастает, когда он создает достаточно много ликвидности по сравнению с другими банками, то есть создание излишней ликвидности является нежелательным.

Относительно недавней по тематике банковских дефолтов является работа [Синельникова-Мурылева и др., 2018], в которой анализируется период 2015–2017 годов. В отличие от предыдущих исследований используется не логистическая регрессия, а алгоритм случайного леса. Этот подход позволяет получать более точные прогнозы, однако полученные результаты сложно интерпретируемы. В работе [Фомин, 2019] по результатам модели предсказания банковских дефолтов за 2010–2017 годы сделан вывод: превышение ставок по депозитам и кредитам над средними значениями по банковскому сектору и снижение расходов на рекламу повышают вероятность дефолта.

Также стоит упомянуть работу [Живайкина, Пересецкий, 2018], где с использованием квартальных данных за 2012–2016 годы показано: модели, построенные по историческим данным отзывов лицензии, дают лучшие результаты по сравнению с моделями рейтингов.

Важными являются работы Михаила Мамонова [Мамонов, 2018; 2019], в которых рассматривается взаимосвязь между «скрытыми дырами» в капитале и различными индикаторами банковской деятельности. Автор показывает, что наличие «скрытой дыры» в капитале приводит к увеличению выдаваемых краткосрочных и сокращению долгосрочных кредитов [Мамонов, 2018], а выда-

ча кредитов и одновременное привлечение вкладов ускоренными темпами по сравнению с банковской системой негативно сказываются на жизнеспособности банков [Мамонов, 2019].

Исходя из приведенного обзора литературы, можно заключить, что теоретические работы описывают различные механизмы и условия набега на банк. Резкие изменения в регуляторной политике ЦБ, которые в середине 2013 года привели к многочисленным закрытиям банков, безусловно, могли послужить негативным информационным сигналом и тем самым спровоцировать волнения среди вкладчиков и привести к некоторым новым банкротствам.

В эмпирических работах исследуется в основном коррелированность отраженных в отчетности банков показателей с вероятностью дефолта. Во многих работах статистически значимыми оказывались следующие факторы: капитализация, прибыльность, качество активов и ликвидность. Также в ряде работ сделан вывод, что ухудшение макроэкономического состояния увеличивает вероятность дефолта банка. В более поздних работах проводится анализ того, дает ли использование новых, специально сконструированных объясняющих переменных более качественные результаты при объяснении (и прогнозировании) банковских дефолтов.

Однако переменным, характеризующим менеджмент банка, уделялось меньше внимания. Также во многих перечисленных работах не учитывалась проблема несбалансированности данных, а временной горизонт был ограничен 2017 годом.

Именно поэтому мы рассматриваем более длинный временной горизонт, позволяющий провести сравнение кризисного и посткризисного периодов, а также используем алгоритм отбора наблюдений, снижающих дисбаланс между наблюдениями дефолтов и выживших банков. Это даст возможность проверить содержательные гипотезы о различии в способностях факторов предсказывать дефолты во время острой фазы кризиса и после нее.

2. Построение вероятностных моделей банковских дефолтов

Исходя из анализа теоретических и эмпирических работ, можно сделать предположения относительно того, как скоррелированы показатели банковского баланса с вероятностью дефолта. Первое предположение касается размера банка: более крупные банки должны банкротиться реже. В литературе встречается выражение *too-big-to-fail*, подразумевающее, что крупные банки с большей вероятностью получают поддержку от государства, которое не до-

пустит их дефолта². Однако в то же время эта уверенность может толкать крупные банки на следование более рискованной политике (риск недобросовестного поведения) [Дробышевский, 2000; Mishkin, 2005; O'Hara, Shaw, 1990].

Деятельность банка сопряжена со многими характерными для отрасли рисками, одним из которых является риск ликвидности. В качестве ликвидных активов можно рассматривать остатки на корреспондентских счетах в других банках. Естественно ожидать, что недостаток ликвидности, равно как и переизбыток, играет негативную роль, увеличивая вероятность дефолта. Низкая ликвидность повышает риски во время набега вкладчиков, в то время как высокая ликвидность может свидетельствовать о неэффективном менеджменте.

Также следует рассмотреть собственный капитал, который является финансовой подушкой безопасности для банков в случае нехватки ликвидности. Помимо этого, следует рассматривать переменные, характеризующие структуру кредитного портфеля банка. В качестве прокси-переменной для рискованности политики управления активами банка может выступать показатель создания резервов на возможные потери. Важной переменной также являются депозиты населения, так как это высоколиквидные обязательства, по которым банку приходится отвечать в случае набега.

Кроме того, следует обратить внимание на валютный риск. В случае ослабления национальной валюты иностранные обязательства становятся дороже, поэтому большая доля иностранных обязательств может увеличивать риск несостоятельности банка. Вместе с тем наличие иностранных активов должно сглаживать негативный эффект от роста стоимости иностранных обязательств.

В табл. 1 приведен список объясняющих переменных, которые были отобраны в соответствии с выдвигаемыми гипотезами, а в приложении 1 даны их описательные статистики.

Также в литературе говорится, что деятельность банка по созданию ликвидности³ неразрывно связана с повышенным риском [Fungacova et al., 2015]. Для проверки гипотезы о том, что излишнее создание ликвидности повышает риск банкротства, вводится показатель уровня создания ликвидности банком по сравнению со всей банковской системой. Для измерения уровня создания ликвидности используется формула (1), впервые предложенная в работе [Berger, Bouwman, 2009] для анализа динамики этого по-

² Например, в работе [O'Hara, Shaw, 1990] авторы одними из первых затрагивают этот вопрос и анализируют политику полного страхования депозитов только системно значимых банков (too-big-to-fail policy).

³ Открытые вкладчиками депозиты становятся источниками кредитов, и для получателей этих кредитов создается дополнительная ликвидность.

Т а б л и ц а 1

Используемые объясняющие переменные и их обозначения

Обозначение	Переменная
$\log (assets)$	Логарифм активов банка
sk_a	Отношение собственного капитала к активам банка
hh_dep_liab	Отношение депозитов физических лиц к обязательствам банка
gov_sec_a	Отношение государственных ценных бумаг к активам банка
$nongov_sec_a$	Отношение негосударственных ценных бумаг к активам банка
cor_acc_a	Отношение остатков на корреспондентских счетах к активам банка
nbs_credit_a	Отношение кредитов небанковскому сектору к активам банка
$credit_to_hh_a$	Отношение кредитов физическим лицам к активам банка
mbk_a	Отношение выданных межбанковских кредитов к активам банка
res_nbs_credit	Отношение резервов на возможные потери к кредитам небанковской системе в портфеле банка
$marketdebt_liab$	Отношение рыночного долга (облигации и векселя) к обязательствам банка
$foreign_assets_a$	Доля иностранных активов в активах банка
$foreignliab_liab$	Доля иностранных обязательств в обязательствах банка

казателя применительно к банкам США и в дальнейшем используемая в работе [Fungacova et al., 2015] при моделировании дефолтов индивидуальных банков:

$$\begin{aligned}
 \text{Liquidity Creation} = & \left(\frac{1}{2} \times \text{Illiquid Assets} + \right. \\
 & + 0 \times \text{Semi-Liquid Assets} - \frac{1}{2} \times \text{Liquid Assets} \left. \right) + \\
 & + \left(\frac{1}{2} \times \text{Liquid Liabilities} + 0 \times \text{Semi-Liquid Liabilities} - \right. \\
 & \left. - \frac{1}{2} \times \text{Illiquid Liabilities} \right) - \frac{1}{2} \times \text{Capital}.
 \end{aligned} \quad (1)$$

В табл. 2 приведена классификация статей баланса с точки зрения ликвидности⁴. Также проверялась гипотеза о статистической значимости низких уровней ликвидности при моделировании вероятности дефолта банка. В регрессиях были использованы дамми-переменные попадания создания ликвидности в перцентили распределения 100–90, 90–80 и 20–10, 10–0.

В нашей работе использованы квартальные данные балансовой отчетности банков, предоставленные центром экономического анализа информационного агентства «Интерфакс». Информация об отзывах лицензий банков взята с информационного портала banki.ru. Также использовалась информация о банках, saniрованных Агентством по страхованию вкладов (АСВ).

В работе в качестве зависимой переменной выступает вероятность наступления у банка дефолта. Факт дефолта отмечается при достижении хотя бы одного из следующих условий:

⁴ Хотя авторы [Berger, Bouwman, 2009] приходят к выводу, что лучше также включать в классификацию забалансовые счета, следуя [Fungacova et al., 2015], мы их не учитывали.

Т а б л и ц а 2

Классификация статей баланса с точки зрения ликвидности

Низколиквидные активы	Полуликвидные активы	Ликвидные активы
Кредиты фирмам	Межбанковские кредиты	Остатки на корреспондентских счетах в других банках
Другие активы	Кредиты государству	Государственные ценные бумаги
	Кредиты физических лиц	Вложения в векселя
Ликвидные обязательства	Полуликвидные обязательства	Низколиквидные обязательства и капитал
Выпущенные векселя	Выпущенные депозитные и сберегательные сертификаты, облигации	Другие обязательства
Средства НБС на расчетных счетах	Срочные депозиты НБС	Собственный капитал
Обязательства перед банками		

- 1) отзыв лицензии у банка (за исключением случая ликвидации банка);
- 2) попадание банка под управление АСВ или поручение АСВ контроля над ходом оздоровления банка;
- 3) наличие отрицательного значения собственного капитала банка.

Такое расширенное определение дефолта позволяет говорить о дефолте не только де-юре, но и де-факто и распространено в литературе [Дробышевский, 2000; Зубарев, 2012; Карминский, Костров, 2013].

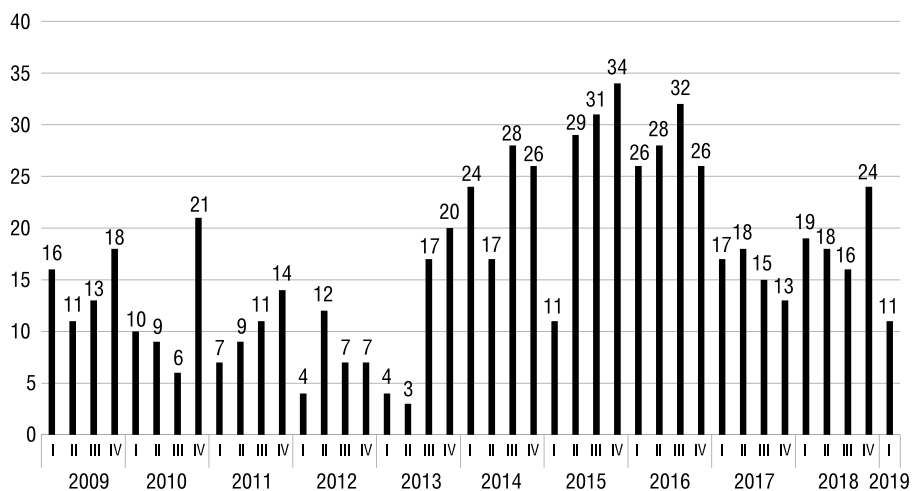
В настоящей работе, как и в [Пересецкий, 2007], из исходной несбалансированной панели формируется пул данных. Объясняющие переменные брались с лагом в четыре квартала. С одной стороны, это позволяет избежать проблемы с сезонностью, а с другой — проверить предположение о том, что проблемы у банка можно выявить за год до дефолта. Алгоритм формирования итогового пула данных выглядит следующим образом.

1. Для банков, которые потерпели дефолт в момент t , брались данные за момент $t - 4$, и зависимая переменная полагалась равной 1.
2. Далее брались данные за периоды $t - 8$, $t - 12$ и т. д., не выходящие за границы наблюдений. В эти моменты предполагается, что никаких проблем у банка нет, и поэтому зависимая переменная приравнивается к 0.
3. Для банков, у которых за рассматриваемый промежуток не было дефолта, выбирался случайным образом квартал

(из последних четырех кварталов выборки), и далее брались данные аналогичным образом — на год ранее и т. д.

Таким образом, для каждого банка рассматривались данные лишь за один квартал из каждого года. Подобная процедура формирования выборки помогает избежать проблемы несбалансированности данных, поскольку есть явный дисбаланс классов значений зависимой переменной (368 случаев дефолта из 12 857 наблюдений — явно меньше некоторого условного порога в 5%). В данном же случае мы исключаем из выборки примерно три четверти наблюдений необанкротившихся банков. Также, поскольку нам важно проверить гипотезы о значимости переменных, такая процедура позволяет избежать проблемы автокорреляции между соседними точками выборки для одного банка, тем самым несколько нивелируя проблему неэффективности оценок. Некоторым недостатком используемой процедуры является потеря информации. Однако показатели имеют существенную инерцию, поэтому включение соседних точек добавляет не так много информации по сравнению с точками, далеко отстоящими друг от друга. Тем не менее в конце работы мы проверяем наши результаты на устойчивость с помощью панельных регрессий.

Из рис. 1 видно, что волна дефолтов началась в III квартале 2013 года, что связано непосредственно со сменой председателя ЦБ РФ и активизацией политики по оздоровлению банковской системы и усилению надзора за банковским сектором. Такая резкая смена курса политики ЦБ РФ, как уже говорилось, может быть



Источник: <https://www.banki.ru>.

Рис. 1. Распределение количества отозванных банковских лицензий по кварталам, I квартал 2009 — I квартал 2019 годов

расценена как структурный сдвиг. Поэтому объединение в одну выборку предшествующего и последующего периодов становится не совсем корректным из-за возможной подверженности модели критике Лукаса. Похожему обоснованию следуют также авторы работы [Mäkinen, Solanko, 2018], к тому же более ранние периоды уже были исследованы в других работах. Поэтому для построения моделей брались данные с III квартала 2013 года по I квартал 2019-го. В соответствии с указанным формированием выборки объясняющие переменные брались с годовым лагом.

Стоит отметить, что крупнейшие банки — Сбербанк, ВТБ, ВТБ24, Россельхозбанк, Газпромбанк, Банк Москвы, Связь-банк, Почта Банк, Всероссийский банк развития регионов и Ак Барс Банк — были исключены из выборки, поскольку они в существенной степени аффилированы с государством и имеют вероятность дефолта, сопоставимую со страновым дефолтом.

Данные очищены от ошибок наблюдения и пропущенных значений. Итоговая выборка состоит из 3386 наблюдений по 844 банкам, причем 368 наблюдений относятся к дефолтам.

Построение моделей проведено с использованием логистической регрессии. Такой подход широко используется в литературе, так как позволяет описывать вероятность наступления бинарного исхода, что крайне удобно для рассмотрения банковского дефолта. Базовая модель имеет вид:

$$P(\text{default}_i = 1) = \Lambda(x'_i\beta), \quad (2)$$

где x'_i — вектор параметров $\{\log(\text{assets}), \log(\text{assets})^2, \text{sk_a}, \text{hh_dep_liab}, \text{gov_sec_a}, \text{nongov_sec_a}, \text{cor_acc_a}, \text{cor_acc_a}^2, \text{nbs_credit_a}, \text{credit_to_hh_a}, \text{mbk_a}, \text{res_nbs_credit}, \text{marketdebt_liab}, \text{foreign_assets_a}, \text{foreignliab_liab}\}$, β — вектор коэффициентов.

Логистическая функция распределения имеет вид:

$$\Lambda(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)}. \quad (3)$$

3. Результаты

В этом разделе приведены полученные результаты оценки моделей. В табл. 3 представлены модели, оцененные на всей выборке. Первая модель включает все переменные, вторая была получена из первой путем итеративной процедуры выбрасывания незначимых переменных. Третья модель также состоит лишь из значимых переменных, но в нее включены показатели, характеризующие темпы создания ликвидности банками.

По результатам оценки моделей отвергается гипотеза о статистической незначимости размера банка. Связь между размером банка и вероятностью дефолта имеет нелинейный характер. Полученный результат показывает, что большую вероятность дефолта имеют мелкие и крупные банки (здесь следует помнить, что самые надежные банки исключены из выборки). Аналогичный результат был получен в работе [Карминский, Костров, 2013], а в работе [Фомин, 2019] размер банка оказался статистически незначим.

Увеличивают вероятность дефолта следующие показатели: доля депозитов домохозяйств в обязательствах банка, отношение резервов на возможные потери к общему объему кредитов НБС и доля кредитов НБС в активах. Большое число депозитов домохозяйств увеличивает вероятность плохих последствий в случае набега на банк, поскольку в первую очередь банку придется расплачиваться именно по этим обязательствам.

Банк создает резервы на возможные потери, в случае если предчувствует риск несостоятельности должников, пытаясь тем самым избежать последствий от реализующихся в будущем рисков. В пользу этой гипотезы свидетельствует положительный значимый коэффициент при соответствующей переменной. Этот результат согласуется с рядом работ [Живайкина, Пересецкий, 2017; Зубарев, 2012; Peresetsky et al., 2011]. Доля кредитов НБС в активах увеличивает вероятность дефолта, поскольку кредиты — это неликвидные активы банка.

Аналогичные результаты были получены в работах [Синельникова-Мурылева и др., 2018; Фомин, 2019]. Как уже отмечалось, кредиты по сравнению с депозитами выдаются на более долгий срок, поэтому большой объем длинных кредитов может вызвать проблему разрыва между временной структурой активов и пассивов, а также нехватку ликвидности. В связи с этим банки должны грамотно оценивать кредитные риски и риски ликвидности.

Вероятность дефолта снижается при более высоком отношении собственного капитала к активам, а также при увеличении в составе активов доли государственных ценных бумаг, кредитов домохозяйствам и иностранных активов. Собственный капитал характеризует финансовую устойчивость банка и позволяет компенсировать убытки в случае их возникновения. В отличие от остальных переменных результат, касающийся собственного капитала, был получен во многих работах: [Синельникова-Мурылева и др., 2018; Фомин, 2019; Hwang et al., 1997; Martin, 1977; Peresetsky et al., 2011]. Наличие государственных ценных бумаг положительно сказывается на устойчивости банка: в случае возникновения проблем банк может взять ломбардный кредит у ЦБ под залог этих ценных бумаг. Также не все банки стремятся активно кре-

дитовать население, обычно этим занимаются достаточно крупные и состоятельные банки с развитой сетью филиалов. Наличие иностранных активов позволяет банку хеджировать валютные риски.

Стоит отметить, что в работах [Дробышевский, 2000; Живайкина, Пересецкий, 2017] доля государственных ценных бумаг в активах оказалась незначимой, а в [Зубарев, 2012] — значимой только для крупных банков. В работе [Peresetsky et al., 2011] для кластера мелких банков был получен противоположный результат — больший объем государственных ценных бумаг увеличивает вероятность дефолта, что автором объяснялось большим количеством «карманных» банков в рассматриваемом кластере.

Есть явные свидетельства в пользу предположения о нелинейной взаимосвязи между вероятностью дефолта и долей остатков на корреспондентских счетах в активах банка: низкие и высокие уровни ликвидности снижают устойчивость банка. Низкая ликвидность повышает риски во время набега вкладчиков, в то время как высокая ликвидность может свидетельствовать о неэффективном менеджменте. Результаты работ [Дробышевский, 2000; Карминский, Костров, 2013] показали, что доля остатков на корреспондентских счетах в активах банка отрицательно коррелирует с вероятностью дефолта. Однако в настоящей работе мы смогли обнаружить нелинейный характер подобной зависимости.

Согласно результатам, полученным в модели 3 (в нее включались показатели уровня создания ликвидности банком по сравнению со всей банковской системой), банки со слишком высокими уровнями создания ликвидности имеют большую вероятность дефолта по сравнению с банками с более умеренными значениями этого показателя. Коэффициенты при переменных, характеризующих низкие уровни создания ликвидности, оказались незначимыми. Возможно, последний результат связан с тем, что такие банки меньше вовлечены в классическую банковскую деятельность и не подвержены соответствующим рискам. Стоит отметить, что в работе [Fungacova et al., 2015] получен результат, согласно которому показатели и высоких, и низких уровней создания ликвидности значимо коррелируют с вероятностью банковского дефолта.

Чтобы проверить прогностическую силу построенных моделей вне выборки, основная выборка была разбита на тренировочную (90%) и тестовую (10%), в которую точки попадали независимо от времени. Затем вычислялись значения AUC для in-sample и out-of-sample прогнозов. Процедура деления выборок проводилась сто раз, усредненные значения критериев приведены в табл. 4. В целом результаты AUC для тестовой и тренировочной выборок близки.

Т а б л и ц а 3

Результат оценивания моделей по всей выборке, III квартал 2013 — I квартал 2019 годов

	Модель 1	Модель 2	Модель 3
<i>log (assets)</i>	−0,920*** (0,351)	−0,894*** (0,346)	−0,883** (0,347)
<i>log (assets)</i> ²	0,044** (0,018)	0,043** (0,018)	0,042** (0,018)
<i>sk_a</i>	−1,502*** (0,565)	−1,547*** (0,563)	−1,619** (0,665)
<i>hh_dep_liab</i>	1,377*** (0,303)	1,462*** (0,267)	1,628*** (0,290)
<i>gov_sec_a</i>	−6,501*** (2,069)	−6,088*** (2,035)	−5,641*** (2,048)
<i>nongov_sec_a</i>	0,404 (0,568)		
<i>cor_acc_a</i>	−3,321** (1,514)	−3,221** (1,483)	−2,767* (1,560)
<i>cor_acc_a</i> ²	5,906** (2,667)	5,644** (2,666)	4,682* (2,753)
<i>nbs_credit_a</i>	0,855*** (0,308)	0,840*** (0,284)	0,856*** (0,285)
<i>credit_to_hh_a</i>	−1,902*** (0,424)	−1,926*** (0,418)	−1,864*** (0,474)
<i>res_nbs_credit</i>	0,416** (0,190)	0,396** (0,188)	0,393** (0,188)
<i>mbk_a</i>	−0,754 (0,632)		
<i>marketdebt_liab</i>	0,994 (1,002)		
<i>foreignliab_liab</i>	−0,838 (0,617)		
<i>foreign_assets_a</i>	−2,067** (1,028)	−2,396** (0,973)	−2,403** (0,968)
LC_100_90			0,404* (0,214)
LC_90_80			0,314* (0,190)
LC_20_10			0,280 (0,227)
LC_10_0			0,302 (0,289)
Constant	2,407 (1,736)	2,216 (1,720)	1,989 (1,733)
Наблюдения	3386	3386	3386
LL	−1097,563	−1100,661	−1096,959
AIC	2227,126	2225,323	2225,917
R ² McFadden	0,057	0,054	0,058
Hosmer-Lemeshow (prob.)	0,539	0,556	0,539
AUC	0,678	0,673	0,678

Примечание. * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. В скобках указаны стандартные ошибки.

Можно сделать вывод, что модель 3, учитывающая темпы создания ликвидности, имеет лучшее качество вневыборочных (out-of-sample) прогнозов.

Т а б л и ц а 4

**Средние результаты значения AUC по ста выборкам,
разделенным случайным образом на тренировочную и тестовую**

	Модель 1	Модель 2	Модель 3
AUC (in-sample)	0,682	0,676	0,675
AUC (out-of-sample)	0,652	0,652	0,668

Еще одно предположение заключалось в том, что на разных временных промежутках (в кризисный период и после него) с вероятностью дефолта банков могли коррелировать разные факторы. Наша выборка включает период кризиса 2014–2015 годов. В этом периоде наблюдались значительные негативные шоки нефтяных цен, оказавшие существенное влияние на российскую экономику, в том числе через каналы валютных рисков и снижения инвестиционной привлекательности. В связи с этим разбиение выборки на кризисный и посткризисный периоды кажется экономически целесообразным. С учетом того, что мы берем балансовые переменные с годичным лагом относительно фактического дефолта, было принято решение о следующей датировке периодов: с III квартала 2013 года по IV квартал 2016-го и с I квартала 2017 года по I квартал 2019-го. Сравнение результатов именно на этих двух периодах пока не проводилось в рассмотренных выше работах.

Результаты оценки моделей представлены в табл. 5. Первые три модели построены по выборке с III квартала 2013 года по IV квартал 2016-го, что предполагает возникновение проблем у банка именно в острый кризисный период. В первую модель включены все используемые показатели из модели для всей выборке. Вторая модель включает только значимые показатели для рассматриваемого периода. Третья модель также состоит только из значимых переменных, но в нее включены показатели, характеризующие темпы создания ликвидности банками. Модели четвертая и пятая аналогичны первым двум, только построены по выборке с I квартала 2017 года по I квартал 2019-го. Для этой выборки дамми-переменные уровня создания ликвидности оказались незначимыми, поэтому последняя модель для посткризисного периода не включена в таблицу.

По полученным результатам можно сделать вывод о коррелированности различных факторов с вероятностью дефолта до и после кризиса. Так, в кризисный период увеличивали вероятность дефолта доля депозитов домохозяйств в активах и доля кредитов НБС в активах, а снижали — доля собственного капитала в акти-

вах, доля кредитов домохозяйствам в активах и доля иностранных активов во всех активах. Не случайно последний показатель оказался значимым в период валютного кризиса 2014–2015 годов, когда наблюдалось сильное ослабление рубля, означавшее повышение валютных рисков. Наличие иностранных активов помогало банкам снизить негативные последствия валютных шоков.

Первым отличием двух периодов является потеря значимости переменной создания ликвидности после кризиса 2014–2015 годов, что явным образом расходится с результатами, полученными в работе [Fungasova et al., 2015]. Это можно объяснить тем, что именно в кризис брать на себя излишние риски было опасно, и большой ряд реализовавшихся рисков (в том числе валютных) снижал устойчивость банков.

В посткризисный период банки подвергались меньшему давлению, поэтому в этом периоде у них было больше шансов справиться с проблемами, которые могли быть вызваны излишним созданием ликвидности (излишне рискованным кредитным портфелем).

Также в модель в посткризисном периоде вошли несколько переменных, которые не были значимы в более раннем периоде: доля государственных ценных бумаг в активах, отношение остатков на корреспондентских счетах к активам, доля выданных межбанковских кредитов в активах и доля иностранных обязательств в обязательствах банков. Логика здесь не отличается от описанной ранее. Так, наличие у банка государственных ценных бумаг в активах позволяет ему в случае проблем брать ломбардные кредиты у ЦБ под залог этих ценных бумаг. Остатки на корреспондентских счетах в других банках — это ликвидная часть активов. Выдают межбанковские кредиты и имеют иностранные обязательства в своих балансах в основном более крупные, состоятельные банки.

Стоит отметить, что доля выданных межбанковских кредитов не была значима при рассмотрении всей выборки. Также в работе [Зубарев, 2012] эта переменная оказалась незначимой, а в остальных рассмотренных эмпирических работах не включалась в модели.

Отличие моделей в двух рассмотренных периодах может объясняться следующей логикой. Во-первых, резко ужесточив контроль над банковским сектором с середины 2013 года, Банк России часто отзывал лицензии в связи с обвинениями в отмывании денег, что могло не отражаться на формальной эффективности банка. Во-вторых, в кризисный период реализовались существенные валютные риски, что моментально отразилось на жизнеспособности многих банков. При этом даже при достаточно эффективном менеджменте многие банки не смогли справиться с увеличившейся рублевой стоимостью валютных обязательств. В посткризисный

период Банк России больше внимания уделял именно качеству менеджмента банков, и именно остатки на корреспондентских счетах могли являться индикаторами положения банка.

Стоит отметить, что отношение резервов на возможные потери к размеру кредита НБС оказалось значимым на обоих временных интервалах. Это свидетельствует об устойчивости результата, который был получен ранее при рассмотрении периода целиком. Резервы на возможные потери являются индикатором будущих проблем у банка, так как часто они аккумулируются в случае ожидания реализации некоторых рисков.

Помимо рассмотренных моделей, была построена отдельная модель для ста пятидесяти крупнейших банков в терминах величины активов, как в работе [Зубарев, 2012]. Они заслуживают особого внимания, потому что именно жизнеспособность крупных банков является определяющей для состояния всего банковского сектора. Для крупных банков нет смысла учитывать размер, поэтому переменная логарифма активов не включалась.

В табл. 6 представлены результаты оценивания вероятности дефолта ста пятидесяти крупнейших банков за период с III квартала 2013 года по I квартал 2019-го. Первая модель построена с включением всех рассматриваемых переменных, во второй оставлены лишь переменные, значимые в модели, построенной по всем банкам. В третью модель включены только значимые переменные для выборки из ста пятидесяти банков. Уровень создания ликвидности оказался незначимым, поэтому оценки модели с включением этого показателя не приведены. Объясняться это может тем, что относительно крупные банки даже при создании излишней ликвидности (излишних рисках) имеют более качественный менеджмент и ресурсы для решения проблем в случае реализовавшихся рисков.

Отличием моделей для этой выборки является то, что статистически незначимыми оказались следующие показатели: остатки на корреспондентских счетах в других банках, государственные ценные бумаги, переменные, связанные с иностранными активами и пассивами. Вероятно, высокие значения этих переменных зачастую отличают крупные банки от мелких, которые и имели большую вероятность дефолта.

Тем не менее высокие значения резервов на возможные потери являются индикатором вероятного банкротства для этой группы банков. Стоит отметить, что модели для крупных банков лучше классифицируют кредитные организации на здоровые и проблемные. Об этом свидетельствуют более высокие значения AUC по сравнению со значениями этого показателя для моделей, построенных по выборке всех банков. Это может объясняться большей

Т а б л и ц а 5

Результат оценивания моделей на двух периодах

	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4	Модель 5
<i>log (assets)</i>	-0,776* (0,438)	-0,779* (0,431)	-0,765* (0,434)	-1,251** (0,633)	-1,018* (0,609)
<i>log (assets)</i> ²	0,037 (0,022)	0,038* (0,022)	0,036 (0,022)	0,062** (0,031)	0,048 (0,030)
<i>sk_a</i>	-1,672** (0,725)	-1,641** (0,724)	-1,758** (0,793)	-1,264 (0,961)	-1,709* (0,906)
<i>hh_dep_liab</i>	1,780*** (0,367)	1,748*** (0,323)	1,987*** (0,341)	0,803 (0,554)	
<i>gov_sec_a</i>	-3,243 (2,226)			-14,962*** (5,076)	-14,443*** (4,943)
<i>nongov_sec_a</i>	0,484 (0,673)			0,794 (1,145)	
<i>cor_acc_a</i>	-2,479 (1,753)			-5,523 (3,540)	-4,124** (1,742)
<i>cor_acc_a</i> ²	5,266* (2,973)			6,985 (8,156)	
<i>nbs_credit_a</i>	0,832** (0,344)	0,839*** (0,302)	0,877*** (0,310)	1,116 (0,730)	1,298* (0,670)
<i>credit_to_hh_a</i>	-2,149*** (0,515)	-2,159*** (0,511)	-2,075*** (0,541)	-1,693** (0,788)	-1,393* (0,749)
<i>res_nbs_credit</i>	0,419 (0,256)	0,416* (0,251)	0,425* (0,254)	0,530* (0,307)	0,576* (0,299)
<i>mbk_a</i>	-0,004 (0,760)			-1,704 (1,187)	-2,012* (1,166)
<i>marketdebt_liab</i>	0,789 (1,174)			1,893 (1,928)	
<i>foreignliab_liab</i>	-0,314 (0,717)			-2,123 (1,338)	-2,977** (1,286)
<i>foreign_assets_a</i>	-2,010* (1,204)	-2,431** (1,131)	-2,252** (1,125)	-2,761 (2,265)	
LC_100_90			0,619*** (0,236)		
LC_90_80			0,359 (0,222)		
LC_20_10			0,296 (0,247)		
LC_10_0			0,410 (0,296)		
Constant	1,485 (2,160)	1,288 (2,102)	1,052 (2,117)	4,207 (3,131)	
Наблюдения	2367	2367	2367	1019	1019
LL	-783,399	-786,577	-781,614	-305,063	-307,399
AIC	1598,798	1591,154	1589,228	642,126	636,797
R ² McFadden	0,054	0,050	0,056	0,092	0,085
Hosmer-Lemeshow (prob.)	0,571	0,979	0,134	0,693	0,766
AUC	0,670	0,663	0,673	0,716	0,704

Примечание. * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. В скобках указаны стандартные ошибки.

однородностью выборки крупных банков, в том числе с точки зрения их контроля со стороны Банка России.

Т а б л и ц а 6

Результат оценивания моделей для крупнейших банков

	Модель 1	Модель 2	Модель 3
<i>sk_a</i>	-16,988*** (5,261)	-16,689*** (5,164)	-16,192*** (4,954)
<i>hh_dep_liab</i>	2,128** (1,039)	2,508*** (0,890)	2,440*** (0,853)
<i>gov_sec_a</i>	0,998 (4,586)	1,259 (4,519)	
<i>nongov_sec_a</i>	-1,482 (2,116)		
<i>cor_acc_a</i>	-10,241 (6,629)	-9,023 (6,262)	
<i>cor_acc_a</i> ²	20,122 (13,116)	19,233 (12,870)	
<i>nbs_credit_a</i>	2,446* (1,379)	2,481** (1,079)	2,384** (0,962)
<i>credit_to_hh_a</i>	-3,494*** (1,166)	-3,605*** (1,153)	-3,459*** (1,124)
<i>res_nbs_credit</i>	2,516* (1,438)	2,309* (1,384)	2,484* (1,323)
<i>mbk_a</i>	0,133 (2,076)		
<i>marketdebt_liab</i>	-0,390 (3,577)		
<i>foreignliab_liab</i>	-1,976 (2,001)		
<i>foreign_assets_a</i>	1,698 (1,956)	0,700 (1,777)	
Constant	-2,135 (1,442)	-2,629*** (0,948)	-2,981*** (0,753)
Наблюдения	759	759	759
LL	-145,139	-145,882	-147,054
AIC	318,278	311,763	306,109
R ² McFadden	0,136	0,132	0,125
Hosmer-Lemeshow (prob.)	0,461	0,172	0,011
AUC	0,789	0,784	0,783

Примечание. * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. В скобках указаны стандартные ошибки.

Весь приведенный ранее анализ состоятельности банков с построением логистических регрессий был выполнен на выборке, которая формировалась с учетом факта несбалансированности классов зависимой переменной: среди 12857 наблюдений, очищенных от ошибок, всего 368 случаев дефолта, что меньше некоторого условного общепринятого порога в 5%. Таким образом, была предпринята попытка избежать проблем, которые порождаются

несбалансированностью классов. Однако может быть полезным также получить оценки, используя логистические панельные регрессии со случайными эффектами. Это также можно рассматривать как проверку устойчивости полученных ранее результатов. Значения 1 также присваиваются банкам за год до фактического дефолта, однако теперь никакие предшествующие наблюдения не исключаются из выборки. В табл. 7 приведены полученные ре-

Т а б л и ц а 7

**Результат оценивания банковских дефолтов на панельных данных по всей выборке,
III квартал 2013 – I квартал 2019 годов**

	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
<i>log (assets)</i>	-0,755** (0,331)	-0,969** (0,395)	-0,783** (0,333)	-0,937** (0,377)
<i>log (assets)</i> ²	0,038** (0,017)	0,047** (0,020)	0,038** (0,017)	0,045** (0,019)
<i>sk_a</i>	-1,079** (0,529)	-1,394** (0,611)	-1,023* (0,609)	-1,305* (0,670)
<i>hh_dep_liab</i>	1,383*** (0,262)	1,551*** (0,356)	1,675*** (0,289)	1,758*** (0,359)
<i>gov_sec_a</i>	-6,341*** (2,015)	-6,208*** (2,101)	-5,577*** (2,019)	-5,427*** (2,064)
<i>cor_acc_a</i>	-3,518*** (1,373)	-4,141*** (1,474)	-2,743* (1,460)	-3,274** (1,538)
<i>cor_acc_a</i> ²	5,665** (2,369)	6,440*** (2,504)	4,512* (2,476)	5,047** (2,567)
<i>nbs_credit_a</i>	-0,078 (0,349)	-0,047 (0,406)	-0,050 (0,348)	-0,048 (0,393)
<i>credit_to_hh_a</i>	-1,730*** (0,410)	-1,961*** (0,485)	-1,546*** (0,466)	-1,733*** (0,524)
<i>res_nbs_credit</i>	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)
<i>mbk_a</i>	-1,023* (0,611)	-0,918 (0,640)	-0,791 (0,647)	-0,736 (0,664)
<i>foreign_assets_a</i>	-2,467*** (0,960)	-2,684** (1,050)	-2,346** (0,949)	-2,464** (1,012)
LC_100_90			0,554*** (0,194)	0,555*** (0,203)
LC_90_80			0,331* (0,179)	0,325* (0,185)
LC_20_10			0,197 (0,226)	0,219 (0,232)
LC_10_0			0,320 (0,287)	0,358 (0,298)
Constant	0,528 (1,659)	0,510 (1,902)	0,290 (1,671)	0,099 (1,835)
Наблюдения	12857	12857	12857	12857
LL	-1591,724	-1552,724	-1585,883	-1547,160
AUC	0,661	0,706	0,668	0,711

Примечание. * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. В скобках указаны стандартные ошибки.

зультаты: модель 1 включает переменные, которые оказались значимыми для панельных регрессий, а также переменные, которые были значимы ранее. Модель 2 также включает временные эффекты, модель 3 — показатели уровней создания ликвидности, а модель 4 — одновременно временные эффекты и показатели уровней создания ликвидности.

Исходя из полученных оценок мы можем сделать следующие выводы. Во-первых, почти все результаты остаются стабильными, за исключением потери значимости доли кредитов НБС в активах и резервов на возможные потери. Этот факт может быть объяснен тем, что классы в выборке, учитывающей панельную структуру данных, сильно не сбалансированы (число дефолтов индивидуальных банков в выборке составляет менее 3%). Во-вторых, прогнозная сила, измеренная при помощи AUC, стала незначительно выше лишь в моделях с временными эффектами. При этом важно отметить, что включение временных эффектов не отразилось на значимости переменных в рамках панельных регрессий. Это также говорит о валидности полученных результатов.

Заключение

В работе предпринята попытка выявить основные факторы банковских дефолтов в России с III квартала 2013 года по I квартал 2019-го. Для этого на основе данных банковских балансов были оценены бинарные логистические модели.

Увеличивают вероятность дефолта следующие показатели: доля депозитов домохозяйствам в обязательствах банка, отношение резервов на возможные потери к общему объему кредитов НБС и доля кредитов НБС в активах. Уменьшают вероятность дефолта показатели отношения собственного капитала к активам, доля государственных ценных бумаг в активах, доля кредитов домохозяйствам в активах, а также доля иностранных активов в суммарных активах. Также было обнаружено, что излишний уровень создания ликвидности банком увеличивает вероятность его дефолта.

Помимо этого, было выявлено различие в наборе факторов, коррелирующих с вероятностью дефолта до кризиса 2014–2015 годов, во время него и после. Так, в период с III квартала 2013 года по IV квартал 2016-го с вероятностью дефолта коррелировали факторы, характеризующие ведение классической банковской деятельности, а также доля иностранных активов в активах банках. После кризиса в период с I квартала 2017 года по I квартал 2019-го

значимыми являлись остатки на корреспондентских счетах в других банках, государственные ценные бумаги, выданные межбанковские кредиты и доля иностранных обязательств в суммарных обязательствах банков. Это может свидетельствовать, что в последнем рассмотренном периоде можно было предсказать дефолт, руководствуясь большим набором экономических показателей эффективности (качества менеджмента) банка.

Важно также отметить, что в посткризисном периоде излишнее создание ликвидности не коррелировало с вероятностью дефолта банка. Это говорит о меньшем количестве реализовавшихся рисков при несколько более благоприятной макроэкономической обстановке. Аналогичный результат был получен и на выборке из ста пятидесяти крупнейших банков.

Полученные результаты позволяют нам сформулировать некоторые рекомендации, полезные как для Банка России (в отношении политики надзора и регулирования банковской системы), так и для контрагентов банков. Так, следует уделять внимание темпам создания ликвидности банками, так как высокие уровни создания ликвидности могут сигнализировать об излишней подверженности рискам. Это может быть особенно важным для некрупных банков. Также следует учитывать размер ликвидных средств на остатках на корреспондентских счетах. Важны и резервы на возможные потери, причем значительное их аккумулирование может свидетельствовать об ожидаемых убытках.

Приложение 1

Описательные статистики используемых переменных

Обозначение	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум	Среднее значение (default = 1)	Среднее значение (default = 0)
<i>log(assets)</i>	8,920	1,832	5,184	15,109	8,590	8,934
<i>log(assets)²</i>	82,928	35,344	26,873	228,277	76,399	83,197
<i>sk_a</i>	0,226	0,165	0,017	0,999	0,200	0,227
<i>hh_dep_liab</i>	0,355	0,257	0,000	0,957	0,471	0,350
<i>gov_sec_a</i>	0,024	0,048	0,000	0,508	0,012	0,024
<i>nongov_sec_a</i>	0,083	0,125	0,000	0,940	0,076	0,083
<i>cor_acc_a</i>	0,113	0,109	0,000	0,830	0,098	0,114
<i>nbs_credit_a</i>	0,450	0,226	0,000	0,987	0,505	0,447
<i>credit_to_hh_a</i>	0,154	0,179	0,000	0,997	0,136	0,155
<i>mbk_a</i>	0,091	0,130	0,000	0,965	0,059	0,093
<i>res_nbs_credit</i>	0,182	0,285	0,000	5,625	0,168	0,182
<i>marketdebt_liab</i>	0,030	0,070	0,000	0,912	0,027	0,030
<i>foreign_assets_a</i>	0,064	0,106	0,000	0,952	0,033	0,066
<i>foreignliab_liab</i>	0,082	0,173	0,000	0,991	0,038	0,084

Литература

1. Дробышевский С. М. Анализ макроэкономических и институциональных проблем финансового кризиса в России, разработка программы мер, направленных на его преодоление и осуществление финансовой стабилизации // Взаимодействие финансовых показателей и некоторых характеристик реального сектора. М.: ИЭП им. Е. Т. Гайдара, 2000. С. 49–78.
2. Дробышевский С., Зубарев А. Факторы устойчивости российских банков в 2007–2009 годах. М.: ИЭП им. Е. Т. Гайдара, 2011.
3. Живайкина А. Д., Пересецкий А. А. Кредитные рейтинги российских банков и отзывы банковских лицензий 2012–2016 гг. // Журнал Новой экономической ассоциации. 2017. Т. 36. № 4. С. 49–80.
4. Зубарев А. В. Трансформация теоретических моделей банковских дефолтов в ходе мирового финансового кризиса // Российский внешнеэкономический вестник. 2013. № 10. С. 89–98.
5. Зубарев А. В. Факторы устойчивости российских банков во время кризиса 2008–2009 годов // Экономическая политика. 2012. Т. 7. № 4. С. 126–142.
6. Карминский А. М., Костров А. В. Моделирование вероятности дефолта российских банков: расширенные возможности // Журнал Новой экономической ассоциации. 2013. Т. 17. № 1. С. 64–86.
7. Мамонов М. Е. Скрытые «дыры» в капитале банков и предложение кредитов реальному сектору экономики // Вопросы экономики. 2018. № 5. С. 49–68.
8. Мамонов М. Е. Сокращение капитала российских банков: изменение склонности к риску и роль процентной политики Банка России // Вопросы экономики. 2019. № 6. С. 30–55.
9. Пересецкий А. А. Методы оценки вероятности дефолта банков // Экономика и математические методы. 2007. Т. 43. № 3. С. 37–62.
10. Синельникова-Мурылева Е. В., Горшкова Т. Г., Макеева Н. В. Прогнозирование дефолтов в российском банковском секторе // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 2. С. 8–27.
11. Фокин Н., Полбин А. VAR-LASSO модель для прогнозирования ключевых макроэкономических показателей России // Деньги и кредит. 2019. Т. 78. № 2. С. 67–93.
12. Фомин Л. Служат ли высокая процентная ставка по кредитам и депозитам и снижение расходов на рекламу индикаторами банкротства банка? Данные по России // Деньги и кредит. 2019. Т. 78. № 2. С. 94–112.
13. Acharya V. V. A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation // Journal of Financial Stability. 2009. Vol. 5. No 3. P. 224–255.
14. Andersen H. Failure Prediction of Norwegian Banks: A Logit Approach. Norges Bank. Working Paper. No 2008/2. 2008.
15. Arena M. Bank Failures and Bank Fundamentals: A Comparative Analysis of Latin America and East Asia During the Nineties Using Bank-Level Data // Journal of Banking & Finance. 2008. Vol. 32. No 2. P. 299–310.
16. Berger A. N., Bouwman C. H. S. Bank Liquidity Creation // Review of Financial Studies. 2009. Vol. 22. No 9. P. 3779–3837.
17. Demirgüç-Kunt A., Detragiache E. The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries // IMF Staff Papers. 1998. Vol. 45. No 1. P. 81–109.
18. Diamond D. W., Dybvig P. H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity // Journal of Political Economy. 1983. Vol. 91. No 3. P. 401–419.
19. Ennis H. M., Keister T. Bank Runs and Institutions: The Perils of Intervention // American Economic Review. 2009. Vol. 99. No 4. P. 1588–1607.
20. Fungacova Z., Turk R., Weill L. High Liquidity Creation and Bank Failures. IMF Working Paper. WP/15/03. 2015.

21. Gu C. Herding and Bank Runs // *Journal of Economic Theory*. 2011. Vol. 146. No 1. P. 163–188.
22. Hwang D. Y., Lee C. F., Liaw K. T. Forecasting Bank Failures and Deposit Insurance Premium // *International Review of Economics & Finance*. 1997. Vol. 6. No 3. P. 317–334.
23. Logan A. The United Kingdom's Small Banks' Crisis of the Early 1990s: What Were the Leading Indicators of Failure? Bank of England Working Paper. No 139. 2001.
24. Makinen M., Solanko L. Determinants of Bank Closures: Do Levels or Changes of CAMEL Variables Matter? // *Russian Journal of Money and Finance*. 2018. Vol. 77. No 2. P. 3–21.
25. Martin D. Early Warning of Bank Failure: A Logit Regression Approach // *Journal of Banking & Finance*. 1977. Vol. 1. No 3. P. 249–276.
26. Mishkin F. S. How Big a Problem Is Too Big to Fail? NBER Working Paper. No 11814. 2005.
27. O'Hara M., Shaw W. Deposit Insurance and Wealth Effects: The Value of Being "Too Big to Fail" // *Journal of Finance*. 1990. Vol. 45. No 5. P. 1587–1600.
28. Peck J., Shell K. Could Making Banks Hold Only Liquid Assets Induce Bank Runs? // *Journal of Monetary Economics*. 2010. Vol. 57. No 4. P. 420–427.
29. Peresetsky A. A., Karminsky A. A., Golovan S. V. Probability of Default Models of Russian Banks // *Economic Change and Restructuring*. 2011. Vol. 44. No 4. P. 297–334.
30. Polbin A., Skrobotov A., Zubarev A. How the Oil Price and Other Factors of Real Exchange Rate Dynamics Affect Real GDP in Russia // *Emerging Markets Finance and Trade*. 2019. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/1540496X.2019.1573667?journalCode=mree20>.
31. Temzelides T. Evolution, Coordination, and Banking Panics // *Journal of Monetary Economics*. 1997. Vol. 40. No 1. P. 163–183.
32. Uhlig H. A Model of a Systemic Bank Run // *Journal of Monetary Economics*. 2010. Vol. 57. No 1. P. 78–96.

Ekonomicheskaya Politika, 2020, vol. 15, no. 3, pp. 106-133

Andrey V. ZUBAREV, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: zubarev@ranepa.ru

Olga A. BEKIROVA. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: bekirova-oa@ranepa.ru

Analysis of Bank Default Factors in 2013–2019

Abstract

This paper studies bank defaults in the Russian Federation in recent years. Firstly, the Central Bank of Russia tightened prudential regulation in 2013. Secondly, a decrease in oil prices and economic sanctions resulted in a crisis in 2014–2015 with a huge depreciation of the national currency, which influenced the Russian banking sector substantially. Almost half of banks in Russia have been closed in the last 6 years. Through binary logistic models of bank defaults based on data for Q3 2013 through Q1 2019, the paper reveals the key factors which had an influ-

ence on the sustainability of Russian banks. The main result is that involvement in classical banking exposes banks to default risks. Excessive reserves appeared to be an important indicator of default as well. A special measure of liquidity creation was constructed. We found that high levels of liquidity creation increased the probability of bank failure. It is also worth mentioning that excessive liquidity creation put higher risks on a given bank in the crisis period. We can conclude that regulatory authorities should pay attention to high liquidity creators, especially in the group of small and medium-sized banks. We also found some evidence of an improvement in prudential regulation by the Bank of Russia. Separate models were estimated for the sample of 150 larger banks, which is more homogeneous and is of primary interest for the regulator. A number of variables, including the level of liquidity creation, turned out to be insignificant; however, high reserve values for possible losses still increase the probability of default to a large extent. Logistic panel regressions were also considered as an alternative specification.

Keywords: bank default, logistic regression, Central Bank.

JEL: C35, C51, E58, G21, G28, G33.

References

1. Drobyshevsky S. M. Analiz makroekonomicheskikh i institutsional'nykh problem finansovogo krizisa v Rossii, razrabotka programmy mer, napravlennoy na ego preodolenie i osushchestvlenie finansovoy stabilizatsii [Analysis of Macroeconomic and Institutional Problems of the Financial Crisis in Russia, Development of a Program of Measures to Overcome It and Implement Financial Stabilization]. In: *Vzaimodeystvie finansovykh pokazateley i nekotorykh kharakteristik real'nogo sektora [The Interaction of Financial Indicators and Some Features of the Real Sector]*. Moscow, Gaidar Institute for Economic Policy, 2000, pp. 49-78.
2. Drobyshevsky S., Zubarev A. *Fakторы ustoychivosti rossiyskikh bankov v 2007-2009 godakh [Sustainability of Russian Banks in 2007-2009]*. Moscow, Gaidar Institute for Economic Policy, 2011.
3. Zhivaikina A. D., Peresetsky A. A. Kreditnye reytingi rossiyskikh bankov i otzvyv bankovskikh litsenzii 2012-2016 gg. [Russian Bank Credit Ratings and Bank License Withdrawal 2012-2016]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2017, vol. 36, no. 4, pp. 49-80.
4. Zubarev A. V. Transformatsiya teoreticheskikh modeley bankovskikh defoltov v khode mirovogo finansovogo krizisa [Transformation of Theoretical Models of Bank Default During the Global Financial Crisis]. *Rossiyskiy vneshneekonomicheskii vestnik [Russian Foreign Economic Journal]*, 2013, no. 10, pp. 89-98.
5. Zubarev A. V. Fakторы ustoychivosti rossiyskikh bankov vo vremya krizisa 2008-2009 godov [The Factors of Stability of Russian Banks During the Crisis of 2008-2009]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2012, vol. 7, no. 4, pp. 126-142.
6. Karminsky A. M., Kostrov A. V. Modelirovanie veroyatnosti defolta rossiyskikh bankov: rasshirennye vozmozhnosti [Modeling the Default Probabilities of Russian Banks: Extended Abilities]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2013, vol. 17, no. 1, pp. 64-86.
7. Mamonov M. E. Skrytye "dyry" v kapitale bankov i predlozhenie kreditov real'nomu sektoru ekonomiki [Hidden "Holes" in the Capital of Banks and the Supply of Credit to the Real Sector of Economy]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 5, pp. 49-68.
8. Mamonov M. E. Sokrashchenie kapitala rossiyskikh bankov: izmenenie sklonnosti k risku i rol' protsentnoy politiki Banka Rossii [Depleting Net Worth of Russian Banks: Changes in

- Banks' Risk-Taking and the Interest Rate Policy of the Bank of Russia]. *Voprosy ekonomiki*, 2019, no. 6, pp. 30–55.
9. Peresetsky A. A. Metody otsenki veroyatnosti defolta bankov [Methods for Assessing the Probability of Bank Default]. *Ekonomika i matematicheskie metody [Economics and Mathematical Methods]*, 2007, vol. 43, no. 3, pp. 37–62.
 10. Sinelnikova-Muryleva E. V., Gorshkova T. G., Makeeva N. V. Prognozirovanie defol'tov v rossiyskom bankovskom sektore [Default Forecasting in the Russian Banking Sector]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2018, vol. 13, no. 2, pp. 8–27.
 11. Fokin N., Polbin A. VAR-LASSO model' dlya prognozirovaniya klyuchevykh makroekonomicheskikh pokazateley Rossii [Forecasting Russia's Key Macroeconomic Indicators with the VAR-LASSO Model]. *Den'gi i kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 2019, vol. 78, no. 2, pp. 67–93.
 12. Fomin L. Sluzhat li vysokaya protsentnaya stavka po kreditam i depozitam i snizhenie rashodov na reklamu indikatorami bankrotstva banka? Dannye po Rossii [Do Higher Interest Rates on Loans and Deposits and Advertising Spending Cuts Forecast Bank Failures? Evidence from Russia]. *Den'gi i kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 2019, vol. 78, no. 2, pp. 94–112.
 13. Acharya V. V. A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation. *Journal of Financial Stability*, 2009, vol. 5, no. 3, pp. 224–255.
 14. Andersen H. Failure Prediction of Norwegian Banks: A Logit Approach. *Norges Bank Working Paper*, no. 2008/2, 2008.
 15. Arena M. Bank Failures and Bank Fundamentals: A Comparative Analysis of Latin America and East Asia During the Nineties Using Bank-Level Data. *Journal of Banking & Finance*, 2008, vol. 32, no. 2, pp. 299–310.
 16. Berger A. N., Bouwman C. H. S. Bank Liquidity Creation. *Review of Financial Studies*, 2009, vol. 22, no. 9, pp. 3779–3837.
 17. Demirgüç-Kunt A., Detragiache E. The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries. *IMF Staff Papers*, 1998, vol. 45, no. 1, pp. 81–109.
 18. Diamond D. W., Dybvig P. H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy*, 1983, vol. 91, no. 3, pp. 401–419.
 19. Ennis H. M., Keister T. Bank Runs and Institutions: The Perils of Intervention. *American Economic Review*, 2009, vol. 99, no. 4, pp. 1588–1607.
 20. Fungacova Z., Turk R., Weill L. *High Liquidity Creation and Bank Failures*. IMF Working Paper, WP/15/03, 2015.
 21. Gu C. Herding and Bank Runs. *Journal of Economic Theory*, 2011, vol. 146, no. 1, pp. 163–188.
 22. Hwang D. Y., Lee C. F., Liaw K. T. Forecasting Bank Failures and Deposit Insurance Premium. *International Review of Economics & Finance*, 1997, vol. 6, no. 3, pp. 317–334.
 23. Logan A. The United Kingdom's Small Banks' Crisis of the Early 1990s: What Were the Leading Indicators of Failure? *Bank of England Working Paper*, no. 139, 2001.
 24. Makinen M., Solanko L. Determinants of Bank Closures: Do Levels or Changes of CAMEL Variables Matter? *Russian Journal of Money and Finance*, 2018, vol. 77, no. 2, pp. 3–21.
 25. Martin D. Early Warning of Bank Failure: A Logit Regression Approach. *Journal of Banking & Finance*, 1977, vol. 1, no. 3, pp. 249–276.
 26. Mishkin F. S. How Big a Problem Is Too Big to Fail? *NBER Working Paper*, no. 11814, 2005.
 27. O'Hara M., Shaw W. Deposit Insurance and Wealth Effects: The Value of Being "Too Big to Fail". *Journal of Finance*, 1990, vol. 45, no. 5, pp. 1587–1600.
 28. Peck J., Shell K. Could Making Banks Hold Only Liquid Assets Induce Bank Runs? *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, no. 4, pp. 420–427.
 29. Peresetsky A. A., Karminsky A. A., Golovan S. V. Probability of Default Models of Russian Banks. *Economic Change and Restructuring*, 2011, vol. 44, no. 4, pp. 297–334.

30. Polbin A., Skrobotov A., Zubarev A. How the Oil Price and Other Factors of Real Exchange Rate Dynamics Affect Real GDP in Russia. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/1540496X.2019.1573667?journalCode=mree20>.
31. Temzelides T. Evolution, Coordination, and Banking Panics. *Journal of Monetary Economics*, 1997, vol. 40, no. 1, pp. 163-183.
32. Uhlig H. A Model of a Systemic Bank Run. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, no. 1, pp. 78-96.

Экономика государственного сектора

THE IMPACT OF FINANCIAL INFORMATION COMPARABILITY ON AGGRESSIVE TAX AVOIDANCE WITH RESPECT TO THE INFORMATION ENVIRONMENT

Zahra FARHADI

Zahra Farhadi —
PhD (Accounting). Assistant Professor,
Faculty of Humanity Sciences,
University of Bojnord
(4th km Road to Esfarayen, Bojnord,
North Khorasan, 9453155111, Iran).
Email: z.farhadi@ub.ac.ir

Abstract

The overall tax avoidance perspective suggests that managers who seek opportunities to avoid paying taxes are pursuing financial abuse by creating a lack of transparency in the financial reporting environment. It seems that many companies are involved in tax avoidance. For this reason, it is crucial to determine the factors influencing the rate of tax avoidance. In this study, it is assumed that, in weak information environments, there is much incentive to avoid paying taxes. Thus, in this research, the effect of financial information comparability on aggressive tax avoidance with respect to the information environment has been investigated. To this end, 88 companies were examined during the period from 2011 to 2016. The required financial information was extracted by referring to the financial statements using Rahavard Novin software; summarized, classified and calculated in Excel software; and finally, analyzed through EViews software. By using the combined data and taking advantage of the generalized least squares regression test, it was established that the impact of financial statement comparability on aggressive tax avoidance in companies with a weaker information environment was more significant at a 90% confidence level. On the other hand, in a situation where there is a weak information environment, the ability to compare financial statements plays a significant role in reducing tax avoidance. Thus, it can reduce companies' involvement in avoiding daring taxes, especially in a weak information environment. Furthermore, no reliable evidence was found concerning the effectiveness of financial information comparability in aggressive tax avoidance at a 95% confidence level.

Keywords: financial information comparability, information environment, financial reporting, tax avoidance.

JEL: G14, G38, H26.

Introduction

In most countries, a major part of government revenue sources are provided through taxes. The share of taxes from public incomes varies across countries [Hanlon, Heitzman, 2010]. One can expect that taxpayers, as they operate in a wealth-maximizing manner, look for solutions to reduce their tax costs. Legal efforts and solutions to this are known in financial literature under different names, such as tax management, tax avoidance and aggressive tax procedures [Dastourani, 2016; Desai, Dharmapala, 2006]. On the contrary, one of the important issues in enforcing tax laws is the issue of tax acceptance. Most countries have been looking for mechanisms to prevent tax avoidance (lack of tax acceptance) as much as possible. Destructive effects of tax avoidance include non-realization of government tax revenues and budget deficit. Another effect of tax avoidance can be reduced justice and contribution to unjust distribution of income in the economy [Abdoli et al., 2016].

It seems that many companies are involved in tax avoidance. For this reason, it is essential to identify the factors affecting the rate of the latter. In this study, it is assumed that, in weak information environments, there is much incentive to avoid tax payment since in such cases taxpayers will have suitable conditions for documentation in order to reduce tax expenses. Tax aggressiveness will result in information complexity in weak and non-transparent information environments and ultimately lead to increased tax avoidance [Balakrishnan et al., 2012].

Taxes have always been of interest to economic theorists due to allocative and distributive effects, and are considered as one of the most important factors in government policymaking and, in fact, as one of the most crucial tools for creating a change in national income [Saei, Sari, 2013]. Tax is one of the most important variables by which governments affect macroeconomic variables such as economic growth, inflation and unemployment as well as resource allocation. Theoretical foundations and empirical evidence suggest that companies try to adopt strategies that lead to economy in tax expenses [Zeraat Pisheh, 2016]. The issues of tax policies and tax aggressiveness are as old as the issue of tax itself; that is, this issue has always been raised since the tax issue was formed. Thus, it is of particular importance to all countries [Panahi, 2013]. In recent years, tax avoidance has attracted much attention among academics. Some results show that tax avoidance is affected by factors like corporate financial characteristics, corporate governance and remuneration of directors, ownership structure and external stakeholders such as labor unions [Huang et al., 2016].

The tendency for tax avoidance and evasion can be influenced by economic factors including tax rates, complexity of laws and inflation, or by economic policies of governments [Beheshti, Royae, 2018].

Companies apply different methods to reduce tax payments, and for this purpose they attempt to decrease profit before tax in various ways in order to reduce the tax payable. Among these methods, we can refer to misusing—or going to extremes in the use of—accounting standards (accounting fraud) in financial reporting so that these methods are not inconsistent with the direct tax law (tax avoidance) [Rezaei, Jafariniaraki, 2015].

One of the important issues is financial information comparability. It allows users (especially the National Tax Administration Organization of Iran) to compare the financial statements of different business units to assess their financial status, financial performance, and financial flexibility¹. When common economic factors have the greatest similarity of companies in an industry, income from such companies should be easily comparable. While common economic factors influence the similarity of companies in an industry and thus increase their comparability, firm-specific factors such as financial or operational characteristics and disclosure systems can reduce the comparability of companies.

In its conceptual framework, the Financial Accounting Standards Board states that comparability makes information more useful for decision-making. Specifically, Conceptual Statement No. 8 of the Financial Accounting Standards Board points out that firm-specific information can be more useful for investors when similar information can be compared with other companies. This is particularly relevant in the stock market, in which an investment decision essentially involves evaluating alternative opportunities or projects and these decisions cannot be made without comparable information [Habib et al., 2017]. Information comparability reduces the cost of collecting and processing information. Besides this, financial statement comparability leads to the allocation of capital efficiency [Suk, Zhao, 2017]. Other benefits of comparability are as follows: increased quality of available information and thus an increase in the analysts' coverage and the precision of their prediction as well as a reduction in the dispersion of their prediction; increased liquidity and volume of stock transactions and further reflection of firm-specific information in current period returns; and a decrease in benefits resulting from the use of confidential information [Brochet et al., 2011]. More financial information comparability leads to less aggressive tax avoidance behavior. This shows that financial statement comparability facilitates the detection of tax evasion for Tax Administration and, this way, prevents managers' involvement in aggressive tax avoidance. Financial statement comparability has a sig-

¹ Audit Organization, Iranian Accounting Standards. Tehran, Centre for Professional Accounting and Auditing Studies of Audit Organization, 2011. <https://audit.org.ir/>.

nificant impact on aggressive tax avoidance in companies with weaker information environments [Suk, Zhao, 2017]. Accordingly, in this research, the impact of financial information comparability on aggressive tax avoidance with respect to the information environment is investigated.

1. Theoretical Foundations and Literature Review

Evidence shows that, considering the sufficiency of Iranian tax laws and assuming the observance of tax laws by companies and organizations, the quality of the information environment plays an important role in corporate tax avoidance outcomes. Moreover, it seems that companies tend to know how the quality of their internal information contributes to their decision-making. The government also tends to know the correct tax process and the reasons for its avoidance because of the priority that it attaches to tax revenues [Alizadeh Tahbazi, 2017]. The importance of financial information comparability in tax avoidance is that users can gain a good understanding of information, especially earnings, through financial information comparability since comparison as a qualitative feature of financial information has the ability to assist information users in grasping the similarities and differences between items. On the one hand, tax is a healthy source of providing the state governance costs to meet the needs of the nation. On the other hand, it is an important motivating factor in the company's decision-making. However, it should be noted that corporate attitudes toward the tax law are not the same and are placed in a wide range of compliance to non-compliance. In case of tax compliance, the company pays their fair share of real taxes to the government for financing public goods and social services [Freedman, 2003; Friese et al., 2008].

In this way, the realization of government tax revenue as a result of corporate tax compliance in all developed and developing countries has boosted the country's economic system and will lead to increased social services and generally improved status of society in addition to government investment in economic infrastructure [Bame-Aldred et al., 2013]. In consequence, it is expected that the results of this study could be beneficial to the users (especially Tax Administration Organization and Government) in an optimal application of information reported by stock exchange companies in relation to tax and information environment of companies.

Although the importance of comparability has long been recognized by accounting standards setters and is discussed in the academic literature at conceptual and normative levels, there have been few empirical studies on this issue so far [Francis et al., 2014]. However, accounting information comparability through a strong information environment

can prevent tax information from being hidden, which may reduce tax avoidance motivation. As stated, financial information environments play a significant role in the corporate tax system, and tax laws are an important factor in choosing accounting practices and procedures. In fact, in the presence of a weak information environment, financial statement comparability reduces tax avoidance [Suk, Zhao, 2017].

The research [Xia et al., 2017] investigated the effect of the social trust environment on corporate tax avoidance and the moderating role of corporate governance and state ownership. The study's results demonstrated that social trust could reduce corporate tax avoidance. Furthermore, the relationship between social trust and corporate tax avoidance for companies with weak corporate governance and government ownership is more significant. [Suk, Zhao, 2017] revealed that greater financial information comparability led to less aggressive tax avoidance behavior. This suggests that financial statement comparability facilitates tax evasion detection for Tax Administration, thus preventing managers' involvement in aggressive tax avoidance. Additionally, the results displayed that the inhibitory effect of financial statement comparability on aggressive tax avoidance behavior of companies with a weak and less transparent information environment was more significant.

[Sohn, 2016] examined a large sample of American companies. The research results uncovered that managers' real earnings management increased with the degree of companies' accounting comparability with other companies, while accrual-based earnings management decreased with the rate of companies' accounting comparability with other companies. Besides the above, the findings indicated that higher accounting comparability, when information content and audit quality were better, caused a reduction in opportunistic behaviors in order to escape accrual-based earnings management to real earnings management of directors. [Choi et al., 2019] concluded that, in companies with greater comparability with their counterparts, awareness of stock prices was higher. Also, financial statement comparability accelerates the reflection of firm-specific information and future profit information at current stock prices. [Zemzem, Ftouhi, 2013] proved that the amount and percentage of women's presence in the board of directors influenced the aggressive tax strategy. Moreover, the research findings disclosed that corporate size and return on assets had a significant positive effect on the aggressive tax strategy. [De Franco et al., 2011] conducted a study on earnings comparability of companies within an industry. They found that earnings comparability within an industry was positively related to analyst precision and negatively related to optimism and dispersion of analyses on earnings forecasts.

[Alizadeh Tahbazi, 2017] maintained that there was a significant negative relationship between the speed of earnings announcement

and the effective tax rate. In addition, he revealed that overall there was an inverse relationship between the quality of internal information environments and tax avoidance. However, considering the four parameters proposed for the quality of the internal information environment and the prevailing conditions in Iran, this relationship is stronger in some cases. In the end, based on the research findings, suggestions and guidelines are provided to deal with tax avoidance and improve the quality of the internal information environment.

[Sahebi, 2016] argued that there was a significant negative relationship between the speed of earnings announcement and the effective tax rate. Further, he demonstrated that there was a significant negative relationship between the accuracy of management earnings forecast and the effective tax rate. He observed that restatement or non-restatement was not raised as a tool for tax avoidance in companies listed on Tehran Stock Exchange. One of his most important results is that, in companies with a higher-quality internal information environment, the tax risk is probably lower. [Dastourani, 2016] revealed a significant negative relationship between the speed of earnings announcement and the effective tax rate. He also proved that, when the measurement criterion for the internal information environment quality was the management of prediction accuracy and the measurement criteria for tax avoidance were effective tax expense rate and effective cash tax rate, high-quality internal information environment reduced tax avoidance. Moreover, when the measurement criterion for tax avoidance is the effective tax expense rate, tax avoidance goes up with increased operational complexity in companies, and when the measurement criterion for tax avoidance is the standard deviation of the effective cash tax expense rate, tax avoidance also grows with increased uncertainty in sales.

[Foroghi, Ghasemzad, 2015] indicated that financial statement comparability increased the future earnings response coefficient. According to the results, comparability makes it possible to reflect a greater amount of firm-specific information in current stock prices. [Khajavi, Kiamehr, 2015] showed that auditor quality (audit firm size) made a significant and direct impact on tax avoidance of stock exchange companies on the basis of effective tax rates and book-tax differences, while audit quality (auditor tenure) had a significant and direct effect on tax avoidance of stock exchange companies only based on the effective tax expense. [Nasrollahi Azar, 2014] demonstrated that, among firm-specific characteristics, the relationship of firm size, firm growth, the level of corporate intangible assets and firm profitability with tax avoidance was significant and positive. Moreover, a significant negative relationship was observed for the ownership of

directors and the level of financial leverage with corporate tax avoidance. [Mansouri, 2013] announced that financial independence and knowledge and the duality of the role of the CEO and the board of directors chairman as well as government influence on the board of directors had no effect on tax planning. According to the obtained findings, institutional investors have a significant negative relationship with tax planning because of a strong information environment for institutional shareholders.

2. Research Hypotheses and Models

Considering the abovementioned theoretical foundations and based on similar studies, the research hypotheses are as follows.

1. Financial statement comparability prevents the involvement in aggressive tax avoidance.
2. The impact of financial statement comparability on aggressive tax avoidance in companies with a weaker information environment is more significant.

Explanations for the operational definition and ways to calculate all the variables (dependent, independent, mediator and control variables) are given below the relevant models.

Model (1) related to the first hypothesis is as follows:

$$\begin{aligned} ATA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 FSC_{i,t-1} + \beta_2 \Delta TLCF_{i,t-1} + \beta_3 NOL_{i,t-1} + \\ & + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 Lev_{i,t-1} + \beta_6 PPE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t-1} + \\ & + \beta_8 R\&D_{i,t-1} + \beta_9 PIFO_{i,t-1} + \beta_{10} MB_{i,t-1} + \beta_{11} \Delta SALE_{i,t-1} + \\ & + \beta_{12} SIZE_{i,t-1} + \beta_{13} MEP_{i,t-1} + \beta_{14} CASH_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (1)$$

Model (2) related to the second hypothesis is:

$$\begin{aligned} ATA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 FSC_{i,t-1} + \beta_2 IA_{i,t-1} + \beta_3 FSC \times IA_{i,t-1} + \\ & + \sum \beta_i Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

Dependent Variable

$ATA_{i,t}$ represents aggressive tax avoidance of company i in period t . To measure aggressive tax avoidance, the difference between declared tax (declared earnings) of taxpayers and diagnostic tax (taxable income) is used by Taxation Affairs Organization [Abdoli et al., 2016].

Independent Variables

$FSC_{i,t-1}$ stands for financial statement comparability of company i in period $t-1$. In line with [De Franco et al., 2011; Najafian, Safari Geraye-

li, 2017; Suk, Zhao, 2017], it is measured as follows. The first conceptual definition of comparability was that two companies had comparable accounting systems if they prepared similar financial statements for a given set of economic events. To apply this definition, a simple empirical model for the company's accounting system is presented below, in which accounting earnings are used as indicators and are representative of financial statements because earnings are regarded as an important summary of measurements in financial statements. In addition, return on equity is used as an indicator for the net effects of economic events. Specifically for each company, we must first estimate the following equation using the seasonal data over the past 16 periods.

Model (3) is:

$$Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Return_{i,t} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

where $Earnings_{i,t}$ refers to the ratio of net seasonal earning before unexpected items to market value at the beginning of the period of company i in time t ; $Return_{i,t}$ stands for seasonal stock returns of company i in time t ; α_i implies constant coefficients of the model; β_i stands for constant coefficients of the variable; and ε_{it} is model error.

By defining the returns using a data window for a time frame longer than 15 seasonal periods, it is argued that these returns are similar to smoothed results. Based on model (1), β_i and α_i are representative of the accounting function $f\theta$ for company i and, in the same vein, the accounting function for company j is determined by β_j and α_j (estimated based on the profits and returns of company j). Closer functions between two companies show greater comparability between them. To estimate the distance between functions, one of the concepts associated with accounting comparability can be employed. If two companies have similar economic events and accounting comparability, their financial statements will be similar. The estimated accounting functions of company i and company j are used to predict the accounting profits that will exist if their returns are similar. Specifically, the two estimated accounting functions for each company are used separately with the economic events related to that company. These functions are as follows:

$$Earnings_{i,j,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{i,t} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

$$Earnings_{i,j,t} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{i,t} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

where $Earnings_{i,j,t}$ is forecasted earnings of company i with regard to the function of company j and returns of company i in period t ; and $Earnings_{i,j,t}$ represents forecasted earnings of company j with regard to the function of company i and returns of company j in period t . Through

the use of returns of company i in both prediction models, the fixed assumption of economic events is clearly considered.

Financial information comparability between company i and company j ($CompAcct_{ijt}$) is defined in the form of the negative value of average absolute value of the difference between forecasted accounting earnings, using the function of company i and company j , as follows:

$$CompAcct_{ijt} = -(1/16) \times \sum_{t-15}^t |E(Earnings)_{iit} - E(Earnings)_{ijt}|. \quad (6)$$

Higher values show higher accounting comparability. Financial information comparability is estimated for each composition of company i and company j in a particular industry.

Control Variables

$\Delta TLCF_{i,t}$ stands for change in profit and loss of company i in period $t-1$ (to eliminate the effect of scale and standardize statistical calculations, it is divided by total assets in the previous period).

$NOL_{i,t-1}$ is loss-making of company i in period $t-1$ (dummy variable; it equals 1 if the company makes losses in the current year; otherwise, it is zero).

$ROA_{i,t-1}$ is return of assets for company i in period $t-1$ (this variable includes profit before tax divided by assets in the previous period).

$Lev_{i,t-1}$ represents financial leverage of company i in period $t-1$ (long-term debt divided by assets in the previous period).

$PPE_{i,t-1}$ is tangible (fixed) assets for company i in period $t-1$ (property, machinery and equipment divided by assets in the previous period).

ε_{it} is the model error rate.

$INTAN_{i,t-1}$ implies intangible assets of company i in period $t-1$ (intangible assets divided by assets in the previous period).

$R\&D_{i,t-1}$ is research and development expenditures of company i in period $t-1$ (research and development expenditures divided by assets in the previous period).

$PIFO_{i,t-1}$ is export sales of company i in period $t-1$ (export sales divided by assets in the previous period).

$MB_{i,t-1}$ refers to market value to book value ratio for company i in period $t-1$ (market value to book value of shares in the previous period).

$\Delta SALE_{i,t-1}$ is sales changes of company i in period $t-1$ (sales changes divided by sales of the previous period).

$SIZE_{i,t-1}$ is size of company i in period $t-1$ (natural logarithm of the stock market value at the beginning of the period).

$EMP_{i,t-1}$ stands for number of employees of company i in period $t-1$ (natural logarithm of the number of employees at the beginning of the period).

$CASH_{i,t-1}$ represents cash of company i in period $t-1$ (cash and short-term investment divided by assets in the previous period).

Mediator Variables

$IA_{i,t-1}$ stands for information environment of company i in period t .

To calculate the information environment, daily stock bid-ask price spread is used; [Suk, Zhao, 2017] also applied this criterion in their study. The calculation method is provided below:

$$IA_{i,t} = \frac{AP_{i,t} - BP_{i,t}}{AP_{i,t} + BP_{i,t}/2} \times 100,$$

where $IA_{i,t}$ implies information environment of company i in period t ; $AP_{i,t}$ stands for average stock ask price for company i in period t ; and $BP_{i,t}$ is average bid price for company i in period t .

3. Research Methodology

Since the results of this research are expected to be considered by financial managers, investors and other stakeholders in decision-making, this study is an applied research design in terms of purpose. Also, given that the present study investigates the relationship between several variables, it is considered as a descriptive correlational research in terms of nature and method.

Companies listed on Tehran Stock Exchange constitute the research statistical population, provided that they possess the following characteristics: (1) companies should have been present in the Stock Exchange from 2011 to 2016; (2) the intended companies should not be among banks, financial intermediary companies, leasing companies and other investment companies; and (3) their data should be complete. The temporal scope of this research is from the beginning of 2011 until the end of 2016. Given the above limitations, 88 companies were selected as the research sample.

After the data needed for the research were collected, Excel software was employed to calculate and prepare the variables, and combined data were used to test the hypotheses. To determine the type of combined data, F-Limer test and Hausman test were applied. To test the overall significance of the fitted regression model, Fisher statistic (F-statistic) was then used at a 95% confidence level, and to test the significance of each independent variable Student's t-test was employed. In addition, Durbin-Watson test and modified Wald test were applied respectively for autocorrelation test between model errors and heterogeneity of variance test. EViews and Stata software were used to analyze the above tests, correlation between variables and multivariate linear regression and other tests.

4. Research Findings

As can be seen in Table 1, descriptive statistics include mean, median, minimum, maximum, standard deviation, skewness and kurtosis (because some variables are dummy variables—0 and 1—and some variables are obtained by dividing two numbers by the same units, so the variables do not have a specific unit).

Table 1

Descriptive Statistics of Model Variables

Variables	Mean	Maximum	Minimum	SD
Aggressive Tax Avoidance (ATA)	0.0467	0.78	-0.40	0.10222
Financial Statement Comparability (FSC)	0.0239	0.34	0.00	0.02357
Information Environment	0.0227	0.07	0.00	0.01196
Change in Profit and Loss	0.0140	0.057	-0.54	0.09895
Loss-Making	0.0455	1.00	0.00	0.20850
Return on Assets (ROA)	0.1672	0.67	-0.24	0.14658
Financial Leverage	0.0726	0.66	0.00	0.08188
Tangible Assets	0.2586	0.86	0.02	0.17433
Intangible Assets	0.0051	0.07	0.00	0.00966
Research and Development Expenditures	0.0012	0.07	0.00	0.00472
Export Sales	0.0887	1.05	0.00	0.16076
Market Value to Book Value	2.4481	12.52	-20.22	2.08408
Sales Changes	0.1885	2.73	-0.63	0.32450
Firm Size	13.8486	18.86	9.94	1.66010
Number of Employees	6.1690	10.00	3.78	0.98901
Cash	0.0650	0.48	0.00	0.07422

The central index is the mean which represents the equilibrium point and center of gravity of distribution and is a good index for showing the centrality of data. For example, the mean value for firm size is 13.8486, suggesting that most data are centered around this point. Dispersion parameters are the criteria for determining the degree of dispersion from each other or their dispersion relative to the mean. One of the most important dispersion parameters is the standard deviation. Among the variables, real activities-based earnings management has the lowest amount of dispersion and the variable of firm size has the highest amount of dispersion.

Given that combined data (firm-year) are used in this study and combined data are presented in the form of panel and integrated data, F-Limer test has been applied to select between panel and integrated data in model estimation. Furthermore, to choose between random effect and fixed effect models, Hausman test has been employed. A summary of the results of F-Limer test and Hausman test is shown in Table 2.

Table 2

F-Limer Test and Hausman Test Results

Model	F-Limer Test		Hausman Test	
	Significance	Result	Significance	Result
1	0.0000	Panel Method	0.0007	Fixed Effect Method
2	0.0000	Panel Method	0.0002	Fixed Effect Method

The probability of the model statistic is less than 0.05. Consequently, panel data and fixed effect methods are accepted. When other classical assumptions are established and the volume of observations is high, the coefficients of the model are efficient and enjoy the minimum variance despite the non-establishment of the assumption of normal errors. Therefore, we can rely on the results of model estimation. To achieve many of the results in regression, there is no need for the establishment of the assumption of normal errors. Normality of errors is often considered as an additional supplement and possibly inappropriate for the regression model [Greene, 2002]. When combined data are used and the sample size is also large (i.e. more than 30 observations), the error term distribution becomes close to the normal distribution [Aflatooni, 2014]. Therefore, in this study, since the number of samples is more than 30 observations, it is assumed that the data are normal, and the normality test has not been performed. A summary of the results of the test for the analysis of homogeneity of variance and lack of autocorrelation is presented in Table 3.

Table 3

Heterogeneity of Variance and Autocorrelation Tests

Model	Heterogeneity of Variance Test		Durbin-Watson Test to Determine Autocorrelation	
	Significance	Result	Significance	Result
1	0.0056	Heterogeneity of Variance	1.9477	Lack of Autocorrelation
2	0.0071	Heterogeneity of Variance	1.9665	Lack of Autocorrelation

With regard to Table 3, the probability of the obtained statistic for the heterogeneity of variance test is lower than the error level of 0.05. Thus, the null hypothesis (existence of homogeneity of variance) is rejected, which suggests the existence of heterogeneity of variance. To eliminate the heterogeneity of variance, a generalized least squares (GLS) method has been applied. Additionally, the probability of the obtained statistic to test the lack of autocorrelation for the research models is between 1.5 and 2.5, so the problem of autocorrelation of the residuals is not present.

In this section, the research hypotheses are tested. In the regression model, given the probability values, a decision was made about the rejection or approval of the null hypothesis. Considering Tables 4 and 5

in this research, an F-statistic was used to test the overall significance of the model and a t-statistic was applied to test the significance of regression coefficients. With respect to the regression models related to the first and second hypotheses, if the probability of t-statistic for the variables of $FSC_{i,t}$ and $FSC_{i,t} * IA_{i,t}$ is less than the error level of 0.05, the first and second hypotheses are confirmed. Results of testing the first hypothesis are provided in the table below.

Table 4

Results of Data Analysis to Test the First Hypothesis

Variables	Coefficients	Standard Error	T-Statistic	Significance
Y Intercept	0.044764	0.041194	1.086651	0.2778
Financial Statement Comparability	-0.000396	0.067517	-0.005871	0.9953
Change in Profit and Loss	0.028533	0.027173	1.050054	0.2943
Loss-Making	-0.020470	0.011881	-1.722932	0.0856
Return on Assets	-0.006920	0.023540	-0.293964	0.7689
Financial Leverage	-0.015902	0.028169	-0.564504	0.5727
Tangible Assets	-0.007482	0.017989	-0.415886	0.6777
Intangible Assets	0.007804	0.206892	0.037721	0.9699
Research and Development Expenditures	0.519939	0.336896	1.543320	0.1235
Export Sales	0.080116	0.024902	3.217234	0.0014
Market Value to Book Value	-0.002789	0.001132	-2.463323	0.0142
Sales Changes	0.013804	0.004376	3.154117	0.0017
Firm Size	-0.000646	0.001952	-0.330995	0.7408
Number of Employees	0.000843	0.006081	0.138578	0.8898
Cash	0.106615	0.247910	4.300583	0.0000
The Coefficient of Determination	0.747200	Adjusted Coefficient of Determination		0.6873
F-Statistic	12.469800	Significance of F-Statistic		0.0000

Given the probability value obtained for the F-statistic, which is less than 0.05, it is found that this model is significant at a 95% confidence level. The coefficient of determination of the model is equal to 0.7472, which shows that 74.72% of changes in the dependent variable (aggressive tax avoidance) are explained by the independent and control variables. Based on Table 4, the coefficient of the variable of financial statement comparability ($FSC_{i,t}$) is equal to -0.000396 which is negative, and the probability of t-statistic for the variable of financial statement comparability ($FSC_{i,t}$) is 0.9953. This probability value is greater than the error level of 0.05. Thus, the null hypothesis is accepted and financial statement comparability does not prevent the involvement in aggressive tax avoidance. As a result, the first research hypothesis is rejected at a 95% confidence level. It should be noted that, among con-

trol variables, export sales ($PIFO_{i,t}$), market value to book value ($MB_{i,t}$), sales changes ($SALE_{i,t}$) and cash ($CASH_{i,t}$) have a significant impact on aggressive tax avoidance at a 95% confidence level since the probability value of t-statistic for the above variables is less than the error level of 0.05. Results of testing the second hypothesis are displayed in the following table.

Table 5

Results of Data Analysis to Test the Second Hypothesis

Variables	Coefficients	Standard Error	T-Statistic	Significance
Y Intercept	0.023341	0.042783	0.545576	0.5856
Financial Statement Comparability	-0.224145	0.157838	-1.420091	0.1563
Information Environment	-0.394928	0.156829	-2.518216	0.0122
Financial Statement Comparability in the Information Environment	11.030950	6.131506	1.799060	0.0727
Change in Profit and Loss	0.032009	0.027921	1.146434	0.2523
Loss-Making	-0.019387	0.011304	-1.715060	0.0871
Return on Assets	-0.004971	0.024559	-0.202396	0.8397
Financial Leverage	-0.015672	0.028229	-0.555195	0.5791
Tangible Assets	-0.007088	0.017731	-0.399732	0.6896
Intangible Assets	-0.015576	0.228386	-0.068199	0.9457
Research and Development Expenditures	0.362349	0.327527	1.106319	0.2692
Export Sales	0.088302	0.024214	3.646718	0.0003
Market Value to Book Value	-0.002615	0.001139	-2.296043	0.0222
Sales Changes	0.012213	0.004423	2.761007	0.0060
Firm Size	0.000963	0.002420	0.398050	0.6908
Number of Employees	0.001859	0.006241	0.297829	0.7660
Cash	0.107961	0.025330	4.262162	0.0000
The Coefficient of Determination	0.727600	Adjusted Coefficient of Determination		0.6615
F-Statistic	10.997700	Significance of F-Statistic		0.0000

Considering the probability value obtained for F-statistic, which is lower than 0.05, this model is significant at a 95% confidence level. The coefficient of determination of the model is 0.7276, which shows that 72.76% of changes in the dependent variable (aggressive tax avoidance) are explained by the independent and control variables.

According to Table 5, the coefficient of the variable of financial statement comparability in the information environment ($FSC_{i,t} * IA_{i,t}$) is equal to 11.03095 which is positive, and the probability of t-statistic for the variable of financial statement comparability in the information environment ($FSC_{i,t} * IA_{i,t}$) is 0.0727. This value is greater than the error level of 0.05. Therefore, the null hypothesis is accepted, meaning that the effect of financial statement comparability on aggressive tax avoid-

ance in companies with a weaker information environment is not more significant. Thus, the second research hypothesis is rejected at a 95% confidence level. However, the second hypothesis is confirmed at a 90% confidence level. It should be mentioned that, among control variables, export sales ($PIFO_{i,t}$), market value to book value ($MB_{i,t}$), sales changes ($SALE_{i,t}$) and cash ($CASH_{i,t}$) have a significant impact on aggressive tax avoidance because the probability value of t-statistic for the above variables is less than the error level of 0.05.

Conclusion and Suggestions

This study seeks to investigate the impact of financial information comparability on aggressive tax avoidance with respect to the information environment in companies listed on Tehran Stock Exchange. Tax avoidance which reduces cash outflow from the company to the state has, from the past, been considered as a value to shareholders. The overall tax avoidance perspective indicates that opportunistic managers who seek to avoid paying taxes are looking for financial abuse by creating non-transparency in the financial reporting environment. It should be noted that there is a difference between tax evasion and avoidance. The distinction between these two is related to the legality or illegality of the taxpayer's behavior. Tax evasion is a violation of the law, whereas tax avoidance results from legal gaps in the tax law and gaps existing in the organizational structure of companies. In fact, in this state, the individual is looking for ways to reduce the ability to pay taxes. Although the findings have shown that there is no statistically significant relationship between financial statement comparability and aggressive tax avoidance, the negativity of the independent variable (financial statement comparability) coefficient according to Table 4 suggests that financial statement comparability prevents the involvement in aggressive tax avoidance. This finding is consistent with the results obtained in the study [Suk, Zhao, 2017].

Moreover, the findings have demonstrated that, at a 90% confidence level, the impact of financial statement comparability on aggressive tax avoidance in companies with a weaker information environment is more significant. In other words, in situations where there is a weak information environment, financial statement comparability plays a significant role in reducing tax avoidance. This conclusion is congruent with the results achieved by [Suk, Zhao, 2017].

[Alizadeh Tahbazi, 2017; Dastourani, 2016; Mansouri, 2013; Sahebi, 2016] revealed that one of the key factors in reducing tax avoidance was a strong information environment.

The findings indicate the following:

1. Although financial statement comparability does not significantly reduce tax avoidance, it can decrease the involvement of companies in aggressive tax avoidance, especially in a weak information environment. In this connection, Tax Administration Organization is recommended to consider this issue.
2. In weak environments, financial information comparability has had a significant role in reducing tax avoidance. Therefore, Stock Exchange Organization is recommended to further monitor the corporate selection procedures in weak information environments and render necessary the selection of uniform methods if possible.

In this research, the following practical suggestions can be provided to guide the future studies by researchers in the field of accounting.

1. Since different owners have different perspectives and views, students are recommended to assess the relationship between financial statement comparability and aggressive tax avoidance with regard to various ownership structures.
2. It is also suggested that the effect of audit quality on the relationship between financial statement comparability and aggressive tax avoidance be investigated.
3. It is recommended to examine the impact of financial statement comparability and opinion paragraphs related to tax events.

References

1. Abdoli G., Abrishami H., Hoseinifard S. M. Favorable Tax Audit in Order to Reduce Tax Evasion in Income Tax: A Theoretical and Empirical Analysis. *Taxjournal*, 2016, vol. 23, no. 28, pp. 41-67.
2. Abdoli M. R., Shorevarzi M. R., Nirzayi S. Investigating the Relationship Between Expression and Diagnostic Tax Differences and Corporate Transparency. *Quarterly Journal of Financial Accounting*, 2013, vol. 5, no. 19, pp. 69-90.
3. Aflatooni A. *Statistical Analysis in Accounting and Financial Management by EvIEWS*. Tehran, Termeh Publications, 2014.
4. Alizadeh Tahbazi S. *The Importance of Internal Information Environment in Tax Avoidance*. Master Thesis in Accounting. Imam Khomeini International University, 2017.
5. Balakrishnan K., Blouin J., Guay W. Does Tax Aggressiveness Reduce Financial Reporting Transparency? *SSRN Electronic Journal*. September 2012. https://www.researchgate.net/publication/228171630_Does_Tax_Aggressiveness_Reduce_Corporate_Transparency.
6. Bame-Aldred C. W., Cullen J. B., Martin K. D., Parboteeah K. P. National Culture and Firm-Level Tax Evasion. *Journal of Business Research*, 2013, vol. 66, no. 3, pp. 390-396.
7. Beheshti Y., Royaei R. The Study of Correlation Between Personal Moral Philosophy and Attitudes to Tax Evasion. *Iranian Journal of Value & Behavioral Accounting*, 2018, vol. 2, no. 4, pp. 247-275.

8. Brochet F. D., Jagolinzer A. J., Riedl E. *Mandatory IFRS Adoption and Financial Statement Comparability*. Harvard Business School Working Paper, no. 11-109, 2011.
9. Choi J. H., Choi S. A., Myers L., Ziebart D. Financial Statement Comparability and the Informativeness of Stock Prices About Future Earnings. *Contemporary Accounting Research*, 2019, vol. 36, no. 1, pp. 389-417.
10. Dastourani R. *The Importance of the Internal Information Environment Quality in Tax Avoidance*. Master Thesis in Accounting. Raja Institute of Higher Education, 2016.
11. De Franco G., Kothari S., Verdi R. The Benefits of Financial Statement Comparability. *Journal of Accounting Research*, 2011, vol. 49, no. 4, pp. 895-931.
12. Desai M., Dharmapala D. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*, 2006, no. 79, no. 1, pp. 145-179.
13. Foroghi D., Ghasemzad P. The Effect of Financial Statement Comparability on Future Earnings Response Coefficients. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 2015, vol. 22, no. 4, pp. 479-500.
14. Francis J., Pinnuck M., Watanabe O. Auditor Style and Financial Statement Comparability. *The Accounting Review*, 2014, vol. 89, no. 2, pp. 605-633.
15. Freedman J. Tax and Corporate Responsibility. *Tax Journal*, 2003, vol. 695, no. 2, pp. 1-4.
16. Frieze A., Link S., Mayer S. Taxation and Corporate Governance - The State of the Art. In: W. Schön (ed.). *Tax and Corporate Governance*. Berlin Heidelberg, Springer-Verlag, 2008, pp. 357-425.
17. Greene W. H. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall, 2002.
18. Habib A., Haris Muhammadi A., Jiang H. Political Connections, Related Party Transactions, and Auditor Choice: Evidence from Indonesia. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 2017, vol. 13, no. 1, pp. 1-19.
19. Hanlon M., Heitzman S. A Review of Tax Research. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, vol. 50, no. 2/3, pp. 127-187.
20. Huang H. H., Lobo G. J., Wang Ch., Xie H. Customer Concentration and Corporate Tax Avoidance. *Journal of Banking & Finance*, 2016, vol. 72, pp. 184-200.
21. Khajavi S., Kiamehr M. The Relation Study of Auditing Quality and Tax Avoidance in Listed Companies of Tehran Stock Exchange. *Taxjournal*, 2015, vol. 23, no. 26, pp. 87-108.
22. Mansouri N. *Evaluating the Effect of Corporate Governance Mechanisms on Tax Planning in Companies Listed on Tehran Stock Exchange*. Master Thesis in Accounting. Science and Research Unit, Islamic Azad University, West Azerbaijan, 2013.
23. Najafian Kh., Safari Gerayeli M. *Accounting Information Comparability: A Review of Literature and Its Measurement Models*. The Second Annual Conference on Economics, Management and Accounting, Ahvaz, Shahid Chamran University, Khuzestan Industry, Mine and Trade Organization, 2017.
24. Nasrollahi Azar K. *The Impact of Corporate Characteristics on Tax Avoidance in Companies Listed in Tehran Stock Exchange*. Master Thesis in Accounting. Faculty of Economic Sciences, Institute of Economic Affairs, Tehran, 2014.
25. Panahi H. *Investigating the Relationship Between Profit Sustainability of Companies and Aggressive Tax Policies*. Master Thesis in Accounting. Islamic Azad University, Shahrood, 2013.
26. Rezaei F., Jafariniaraki R. The Relationship Between Tax Avoidance and Firms' Accounting Fraud. *Taxjournal*, 2015, vol. 23, no. 26, pp. 109-134.
27. Saei M., Sari M. Reported Tax Paid on Cash Flow Statement (The National and International Accounting Standards Survey). *Taxjournal*, 2013, vol. 21, no. 17, pp. 57-78.
28. Sahebi M. *The Importance of Internal Information Environment in Tax Avoidance*. Master Thesis in Accounting. Imam Reza University, 2016.
29. Sohn B. Ch. The Effect of Accounting Comparability on the Accrual-Based and Real Earnings Management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2016, vol. 35, no. 5, pp. 1-27.

30. Suk I., Zhao Y. *Does Financial Statement Comparability Deter Aggressive Tax Avoidance?* 2017. <https://ssrn.com/abstract=3065250>.
31. Xia C., Cao C., Chan K. Social Trust Environment and Firm Tax Avoidance: Evidence from China. *North American Journal of Economics and Finance*, 2017, no. 42, pp. 374-392.
32. Zemzem A., Ftouhi K. The Effects of Board of Directors' Characteristics on Tax Aggressiveness. *Research Journal of Finance and Accounting*, 2013, vol. 4, no. 4, pp. 140-147.
33. Zeraat Pisheh Z. *Investigating the Impact of the Board of Directors Independence on the Relationship Between Financial Distress and Aggressive Tax Policies in Companies Listed on Tehran Stock Exchange*. Master Thesis in Accounting. University of Mazandaran, 2016.

Цифровая экономика

МИРОВОЙ ОПЫТ РЕГУЛИРОВАНИЯ ЗАЩИТЫ, ПЕРЕДАЧИ И ХРАНЕНИЯ ДАННЫХ

Ольга ИСМАГИЛОВА, Каринэ ХАДЖИ

Ольга Дмитриевна Исмагилова —
научный сотрудник Института
международной экономики и финансов,
Всероссийская академия внешней торговли
(РФ, 119285, Москва, Воробьевское ш., 6А);
Российский центр исследований АТЭС,
РАНХиГС (РФ, 119034, Москва,
Пречистенская наб., 11).
E-mail: oibrishim@gmail.com

Каринэ Рафаэлевна Хаджи —
научный сотрудник Института
международной экономики и финансов,
Всероссийская академия внешней торговли
(РФ, 119285, Москва, Воробьевское ш., 6А);
Российский центр исследований АТЭС,
РАНХиГС (РФ, 119034, Москва,
Пречистенская наб., 11).
E-mail: k.khadzhi@vavt.ru

Аннотация

Регулирование трансграничных потоков данных и защиты конфиденциальности информации играет значимую роль в международных переговорах по развитию цифровой экономики в связи с беспрецедентным ростом объемов и темпов сбора, обработки, хранения и передачи данных. Несмотря на высокую актуальность темы и серьезное влияние регулирования этой сферы деятельности на все предприятия, относящиеся к цифровой экономике, в России проведено не так много исследований, в которых систематизируется информация о подходах, применяемых различными странами. В статье приводится обзор существующих подходов к национальному регулированию защиты, передачи (в том числе трансграничной) и хранения данных; проведен анализ влияния выбранных подходов к регулированию на международные торговые потоки; выработаны предложения по возможным мерам, способствующим снижению издержек компаний в цифровую эпоху. Сегодня большинство стран занимается регулированием потоков персональных и других категорий «чувствительных» данных посредством либо принятия отдельного закона, либо внесения соответствующих положений в секторальные законы. Подходы к регулированию трансграничной передачи данных варьируются от полного запрета на передачу всех или определенных типов персональных данных за рубеж до полной либерализации законодательства в этой сфере. Наиболее распространено применение одного или нескольких требований в отношении передачи данных за пределы страны: например, локализация данных, ограничение числа стран, в которые можно свободно передавать «чувствительные» данные без дополнительных условий, получение согласия субъекта персональных данных и/или разрешения ответственных государственных органов. Результаты исследования могут быть использованы ФОИВ для разработки государственной политики в области регулирования трансграничных потоков данных и обеспечения защиты конфиденциальности информации, в том числе с учетом опыта и лучших практик других государств, а также для выработки российской позиции для участия в мероприятиях различных международных площадок.

Ключевые слова: персональные данные, «чувствительные» данные, защита данных, трансграничная передача данных, локализация данных, электронная коммерция.

JEL: F02, K24.

Введение

Цифровизация влечет за собой беспрецедентный рост объемов и темпов сбора, обработки, хранения и передачи данных (в том числе при взаимодействии на международном уровне) за счет повсеместного внедрения цифровых технологий и оптимизации процессов на всех этапах. Сегодня практически каждая компания (независимо от сферы деятельности) сталкивается с необходимостью сбора, обработки, хранения и передачи данных. Значимость передачи (в том числе трансграничной) данных в последние годы заметно возросла — в особенности это касается международной торговли и взаимодействия в рамках глобальных цепочек поставок.

Потребительская ценность товаров и услуг со временем существенно трансформировалась. Раньше она основывалась на функциональности продукта и была результатом повышения производительности труда. Теперь всё большую ценность приобретают эффективные логистические и цифровые решения, включенные в продукт¹. Практически все виды трансграничных транзакций сегодня имеют цифровую составляющую, которая обеспечивается за счет онлайн-платформ для предоставления связи компаний и клиентов в любой точке мира, осуществления заказов, оплаты и отслеживания передвижения товаров, в том числе с использованием различных электронных кодов.

Около 12% глобальной торговли товарами уже приходится на долю электронной коммерции². И если раньше она была представлена в основном такими виртуальными товарами, как электронные книги, приложения, онлайн-игры, музыкальные файлы MP3, потоковые сервисы, программное обеспечение и услуги облачных вычислений, то 3D-печать со временем может привести к включению в сферу электронной коммерции новых категорий товаров. Потоки данных позволяют осуществлять экспорт услуг в цифровом формате, а также обеспечивают новые возможности для передвижения людей и прямых иностранных инвестиций за счет платформ для осуществления коммуникаций и цифровых транзакций.

За последнее десятилетие потоки данных увеличили мировой ВВП по меньшей мере на 10%. В ценовом отношении это составило 7,8 трлн долл. только в 2014 году³. Международная торговая

¹ No Transfer, No Production — A Report on Cross-Border Data Transfers, Global Value Chains, and the Production of Goods. The National Board of Trade. 2015. https://unctad.org/meetings/en/Contribution/dtl_ict4d2016c02_Kommerskollegium_en.pdf.

² McKinsey Global Institute. Digital Globalization: The New Era of Global Flows. 2016. February. <https://www.mckinsey.com/business-functions/digital-mckinsey/our-insights/digital-globalization-the-new-era-of-global-flows>.

³ Ibid.

палата (ICC) сообщает, что развитие Интернета и увеличение потоков данных способствовало ускорению роста ВВП большинства стран, в том числе и развивающихся, на 15–20%⁴.

С 2005 года по 2018-й количество абонентов фиксированного широкополосного Интернета в мире увеличилось в пять раз, превысив отметку в 1 млрд чел. В то же время в период с 2007 года по 2018-й число пользователей мобильного Интернета в мире (показатель рассчитывается как количество абонентов на 100 чел.) увеличилось с 4 до 69,3. Таким образом, аудитория мобильного Интернета увеличилась с 268 млн чел. в 2007 году до 5,3 млрд в 2018-м, показав рост почти в двадцать раз. При этом потенциал роста не исчерпан.

Пропускная способность трансграничных каналов передачи данных увеличилась примерно в сорок пять раз с 2005 года по 2015-й⁵, а в период с 2015-го по 2019-й она выросла еще в три раза (с 153 282 Кбит/сек. до 485 662 Кбит/сек.)⁶.

Быстрыми темпами растут и объемы потребляемого трафика. Так, объем потребляемого фиксированного широкополосного интернет-трафика вырос с 502 до 833 эксабайтов в период с 2015 года по 2017-й, а объем мобильного интернет-трафика увеличился за этот же период больше чем в три раза, достигнув значения в 130 эксабайт в 2017 году. Основной объем потребляемого трафика приходится на страны Азиатско-Тихоокеанского региона: в 2017 году более 60 эксабайт мобильного интернет-трафика (рост в два раза по сравнению с 2016-м) и почти 350 эксабайт фиксированного широкополосного интернет-трафика. Именно в этом регионе наиболее активно ведется дискуссия о необходимости определить правила обращения с данными (в том числе персональными).

Интерес к вопросам регулирования потоков данных всё больше растет в развивающихся странах. Одна из возможных причин — значительный рост потребления интернет-трафика в данной группе государств, где его объем превышает показатели развитых стран. Этим может быть обусловлена и заинтересованность компаний в выходе на развивающиеся рынки. Если в 2015 году на развитые и развивающиеся страны приходились примерно равные доли потребляемого интернет-трафика, то в уже в 2017 году доля последних выросла почти в два раза.

⁴ International Chamber of Commerce (ICC). Trade in the Digital Economy: A Primer on Global Data Flows for Policymakers. 2016. <https://iccwbo.org/content/uploads/sites/3/2016/09/Trade-in-the-digital-economy-A-primer-on-global-data-flows-for-policymakers.pdf>.

⁵ McKinsey Global Institute...

⁶ International Telecommunications Union (ITU). Key ICT Indicators for Developed and Developing Countries and the World (Totals and Penetration Rates). 2019. https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/statistics/2019/ITU_Key_2005-2019_ICT_data_with%20LDCs_28Oct2019_Final.xls.

В странах Содружества независимых государств потребляют относительно небольшой объем интернет-трафика: в 2017 году менее 50 эксабайт фиксированного широкополосного интернет-трафика (около 6% от общемирового показателя) и менее 10 эксабайт мобильного интернет-трафика (менее 8% от общемирового показателя)⁷. Однако потенциал роста рынка реализован не полностью.

Данные занимают всё более значимую роль в вопросах государственного управления. Во многих странах мира происходит формирование «открытого» цифрового правительства путем увеличения количества и видов государственных услуг, предоставляемых в электронной и мобильной форме, а также развития национальной инфраструктуры пространственных данных.

Всё острее встает вопрос права владения данными, поскольку доступ к ним расширяется не только у государства, но и у крупных национальных и иностранных (в том числе трансграничных) компаний. Так, согласно исследованию экспертов Оксфордского университета, проведенному на основе данных 1 млн мобильных приложений, скачанных в интернет-магазинах Google Play в США и Великобритании, 88% мобильных приложений передавали данные пользователей компаниям, связанным с *Alphabet*, около 43% — компании *Facebook*, 34% — *Twitter*, 26% — *Verizon*, 23% — *Microsoft* и 18% — *Amazon*. При этом около 100 тыс. приложений передавали данные более чем в одну юрисдикцию [Binns et al., 2018].

Стоит отметить, что часто передаваемые в приложениях персональные данные несут конфиденциальный характер (например, это могут быть данные о физической активности, сердечном ритме или женском здоровье), и пользователи рассчитывают на их конфиденциальность⁸.

В результате технологического развития цифровые компании получают доступ к колоссальным ресурсам, подчас превышающим ресурсы отдельных государств. Так, выручка пяти крупнейших цифровых компаний мира (*Google*, *Amazon*, *Facebook*, *Apple* и *Microsoft*) в 2018 году составила 802 млрд долл., что превышает, например, общий ВВП Саудовской Аравии (684 млрд долл.), а их общая стоимость (3,5 трлн долл.) уступает только ВВП каждой из четырех лидирующих по этому показателю стран мира (США, Китая, Японии и Германии). При этом численность потребителей услуг этих компаний значительно превышает население самых крупных стран. Так, например, аудитория *Facebook* насчитывала 2,4 млрд пользователей в 2018 году. Такое положение позволяет цифровым корпора-

⁷ International Telecommunications Union (ITU). Measuring the Information Society Report. Vol. 1. 2018. <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/publications/misr2018/MISR-2018-Vol-1-E.pdf>.

⁸ Делюкин Е. WSJ: 11 популярных приложений отправляли в Facebook медицинские, финансовые и другие личные данные пользователей // Vc.ru. 2019. 27 февраля. <https://vc.ru/services/59617-wsj-11-populyarnyh-prilozheniy-otpravlyali-v-facebook-medicinskie-finansovye-i-drugie-lichnye-dannye-polzovateley>.

циям укреплять естественную монополию и оказывать влияние на общественное мнение в интересах тех или иных социальных, экономических или политических групп⁹. Правительства разных стран задаются вопросом о взаимосвязи сбора данных компаниями и их доминирующего положения на рынке. Так, в 2019 году антимонопольными органами ЕС было инициировано расследование о практиках сбора данных компанией Google¹⁰.

Вопросы регулирования трансграничных потоков данных и обеспечения защиты конфиденциальности играют значимую роль в международной цифровой повестке и привлекают особое внимание в связи с увеличением случаев утечки персональных и других категорий «чувствительных» данных, а также различных видов киберпреступлений и/или использования данных в социальной инженерии¹¹. *InfoWatch* сообщает, что за первое полугодие 2019 года в мире произошло 1276 случаев утечки данных (на 22% больше аналогичного показателя 2018 года). Среднее число утерянных записей за один случай — 6,85 млн. Общее количество скомпрометированных данных достигло 8,74 млрд (в 3,6 раза больше по сравнению с аналогичным периодом 2018 года). 97% данных были скомпрометированы в результате мегаутечек. Из-за них теряется по меньшей мере 10 млн записей за один раз. Всего за первое полугодие 2019-го произошла 41 мегаутечка данных, что превышает аналогичный показатель за первое полугодие 2018-го (21 случай) почти в два раза¹².

Главной задачей повышения эффективности действующего национального регулирования в области защиты данных и конфиденциальности информации является сохранение баланса интересов потребителей (гражданского общества), бизнеса и органов власти для обеспечения достаточного уровня безопасности и конкуренции при одновременном снижении излишних ограничений для коммерческой деятельности.

Основная часть проведенных исследований в России касается анализа национального законодательства в данной сфере, например [Проскурякова, 2016], в том числе в контексте регулирования персональных данных в различных секторах [Журавлев, 2016; Лопаткина, Муслов, 2015], а также в сравнении с некоторыми другими странами [Евсеева и др., 2016; Емуранова, 2016], или анализа подходов США и ЕС к регулированию этого вопроса в контексте

⁹ Жданов С. Эпоха цифровых государств: как Facebook, Google и Amazon выигрывают войну с правительством США // Нож. 2019. 28 мая. <https://knife.media/corporations-vs-state/>.

¹⁰ Chee F. Y. Exclusive: EU Antitrust Regulators Say They Are Investigating Google's Data Collection // Reuters. 2019. December 1. <https://www.reuters.com/article/us-eu-alphabet-antitrust-exclusive/exclusive-eu-antitrust-regulators-say-they-are-investigating-googles-data-collection-idUSKBN1Y40NX>.

¹¹ Социальная инженерия — это метод несанкционированного доступа к информации или системам хранения данных без использования технических средств.

¹² InfoWatch. Глобальное исследование утечек конфиденциальной информации в первом полугодии 2019 года. <https://www.infowatch.ru/resources/analytics/reports/17376>.

обеспечения свободы слова и прав человека в онлайн-среде [Бирюков, 2015; Determann, 2019]. Примечательно, что в большей части работ предметом исследований является соблюдение права на конфиденциальность в интернете с позиции защиты основных прав и свобод человека, в том числе права на неприкосновенность частной жизни и свободы слова, при соблюдении надлежащего уровня безопасности.

Предметом исследования настоящей статьи являются подходы разных государств к регулированию потоков данных и возможное влияние такого регулирования на порядок ведения бизнеса в той или иной стране. Представлен их сравнительный анализ и даны рекомендации относительно возможных мер по снижению издержек компаний в цифровую эпоху. Необходимо отметить, что повестка международных организаций в области регулирования трансграничной передачи данных является предметом отдельного рассмотрения; в связи с широким кругом включенных в нее задач и вопросов она не будет анализироваться в статье.

1. Национальное регулирование защиты данных

Национальное регулирование защиты данных является одним из ключевых элементов обеспечения информационной безопасности как составной части национальной безопасности. Основные вопросы регулирования касаются того, кто будет владеть данными (персональными, государственными и корпоративными) и как обеспечить их безопасный сбор, хранение, обработку и удаление, сохранив необходимую степень конфиденциальности, а также возможность их использования для дальнейшей оптимизации всех процессов¹³. Наибольшее внимание на этом этапе привлекает защита персональных данных различных категорий, современные правовые основы которой будут рассмотрены в разделе.

ЮНКТАД выделил восемь основных принципов защиты персональных данных, характерных для всех стран.

1. Открытость: организации должны предоставлять открытый доступ к информации, имеющей отношение к политике сбора и использования персональных данных.
2. Ограничения сбора: сбор персональных данных должен быть ограниченным, законным и справедливым, осуществляться с оповещением и/или с согласия субъекта персональных данных.

¹³ The United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). Policy Brief: Making Digital Platforms Work for Development. No 73. 2019. March. https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/presspb2019d2_en.pdf.

3. Указание цели: цели сбора и разглашения персональных данных должны быть четко обозначены в момент их сбора.
4. Ограничения использования: использование или раскрытие персональных данных должно быть ограничено либо тесно связано с конкретными целями.
5. Безопасность: персональные данные должны быть обеспечены надлежащей степенью защиты.
6. Качество данных: персональные данные должны быть актуальными, точными и вовремя обновляться.
7. Доступ и возможность корректировки: субъекты персональных данных должны иметь достаточно прав для получения доступа к своим персональным данным и внесения изменений в них.
8. Ответственность: операторы обработки персональных данных обязаны соблюдать принципы защиты данных¹⁴.

Механизмы обработки персональных и других типов данных должны одновременно обеспечивать их защиту и способствовать техническому прогрессу и инновациям (посредством предоставления легитимного доступа к данным для развития таких технологий, как большие данные, искусственный интеллект, интернет вещей, робототехника, электроника с открытым исходным кодом, облачные технологии и др.). Например, ОЭСР приняла рекомендации Совета по искусственному интеллекту¹⁵, которые затем легли в основу текста приложения к заявлению министров торговли и цифровой экономики Группы двадцати от 8–9 июня 2019 года¹⁶. В рекомендациях отмечена необходимость создания открытых баз данных (с привлечением государственных и частных инвестиций) и фондов данных для развития искусственного интеллекта при условии обеспечения защиты персональных данных и требований информационной (цифровой) безопасности, с тем чтобы новые технологии не навредили человеку и не создавали угроз его безопасности.

В 1990-х годах в мире насчитывалось лишь около двадцати стран, регулирующих потоки персональных данных в рамках национального законодательства, однако уже к 2015 году их количество превысило сто. И это число растет из года в год [Durou, 2015].

На сегодня большинство стран занимается регулированием потоков персональных и других категорий «чувствительных» данных. Регулирование может осуществляться тремя способами (рис. 1).

¹⁴ The United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). Data Protection Regulations and International Data Flows: Implications for Trade and Development. 2016. https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/dtlstict2016d1_en.pdf.

¹⁵ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). Recommendation of the Council on Artificial Intelligence. https://tuac.org/wp-content/uploads/2019/05/OECD_AI-Recommendation.pdf.

¹⁶ G20 Ministerial Statement on Trade and Digital Economy. 2019. https://www.ranepa.ru/images/News_ciiir/Project/Ministerial_Statement_on_Trade_and_Digital_Economy.pdf.

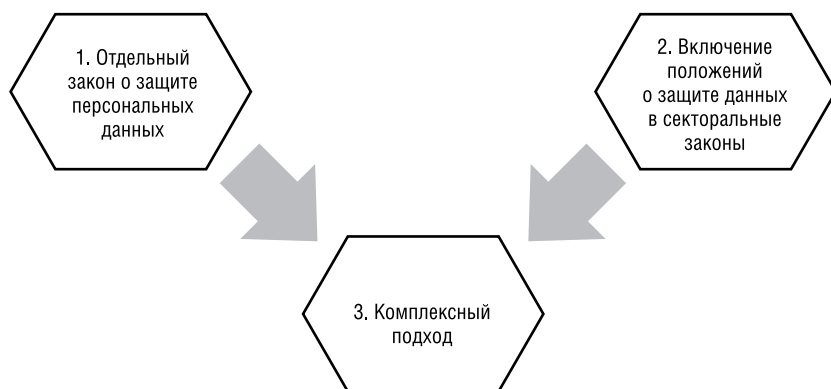


Рис. 1. Подходы стран к регулированию защиты данных

Рассмотрим каждый из существующих подходов к регулированию защиты данных на национальном уровне.

1. *Принятие отдельного закона о защите персональных данных.* Практика характерна для Европейского союза, который является примером для многих стран. В ЕС действует «Общий регламент защиты персональных данных» (GDPR), но при этом вопросы локализации данных остаются в компетенции национального регулирования каждой страны союза.

Отдельный закон о защите персональных данных действует и в других странах, например в России, Азербайджане, Армении, Израиле, Казахстане, Киргизии, Малайзии, Мексике, Молдавии, Сингапуре, Турции, Узбекистане, Украине, Южной Корее и Японии.

2. *Внесение положений о защите персональных данных в соответствующие секторальные законы,* например в законы об информационной безопасности, телекоммуникациях, электронной коммерции. При этом отдельный закон о защите персональных данных не принимается.

Единый секторальный подход на всей территории страны действует, например, в Брунее-Даруссаламе, Вьетнаме, Индонезии¹⁷, Иране, Нигерии и Чили. В Бразилии в настоящее время применяется секторальный подход, однако с 15 августа 2020 года начнет действовать «Общий закон о защите данных» (LGPD) — аналог GDPR, утвержденный президентом Бразилии в июле 2019 года.

В некоторых странах, придерживающихся секторального подхода, требования по защите данных различаются в зависимости от территориальной единицы (штата, региона, эмирата и др. — с учетом особенностей административно-территориального устройства государства). Так, положения по защите персональных данных, включенные в секторальные законы, различаются, например, в Ин-

¹⁷ Обсуждается возможность принятия единого закона о защите персональных данных.

дии¹⁷ (по штатам), Китае (особое законодательство действует в Гонконге и на Тайване), Объединенных Арабских Эмиратах (отдельное законодательство применяется в свободных экономических зонах).

В США (при отсутствии соответствующего федерального закона)¹⁷ защита данных обеспечивается следующими регулирующими документами:

- федеральным законом «О неприкосновенности частной жизни»;
- отдельными законами штатов (так, только в Калифорнии принято более двадцати пяти законов в этой области);
- секторальными законами (например, о финансовой и медицинской информации);
- отдельными руководствами для бизнеса (например, «Рекомендациями для бизнеса и регуляторов о защите персональных данных потребителей в эпоху быстрых изменений» Комиссии США по торговле).

3. *Комплексный подход* предполагает, что принимается отдельный закон о защите персональных данных, а также вносятся соответствующие изменения в секторальные законы.

Примерами стран, использующих такой подход, являются Австралия и Канада. Так, в Канаде помимо всеобщего закона о защите конфиденциальности данных и электронных документах (PIPEDA) в провинциях Альберта, Британская Колумбия и Квебек действует отдельное регулирование, связанное с защитой данных и содержащее дополнительные требования к операторам данных.

При этом передача отдельных видов данных (финансовой, медицинской и бухгалтерской информации, а также корпоративных данных), как правило, регулируется отдельными секторальными нормативно-правовыми актами независимо от указанного подхода страны к регулированию вопросов защиты данных.

2. Национальное регулирование трансграничной передачи данных

По данным ОЭСР, с 2012 года количество изобретений, запатентованных пятью экономиками — мировыми лидерами по интеллектуальной собственности в сфере передачи данных (Китаем, Китайским Тайбэем, США, Южной Кореей и Японией), в среднем росло на 19% в год. Сбор и передача данных служат источником создания стоимости: данные используются не только непосредственно для предоставления пользователям товаров и услуг (в том

числе посредством интернет-торговли), но также для аналитики и создания новых предложений для потребителей¹⁸.

Национальное регулирование трансграничной передачи персональных и других категорий «чувствительных» данных обусловлено необходимостью защиты их конфиденциальности и обеспечения информационной безопасности. Как и в случае с указанными механизмами защиты данных, барьеры, связанные с ограничением свободного трансграничного перемещения потоков данных, увеличивают время и расходы компаний на осуществление внешнеэкономической деятельности (экспорта и импорта услуг) и могут создавать дополнительные сложности для развития новых видов предпринимательства, основанных на использовании больших массивов данных [Ferracane, Marel, 2018]. Согласно «Индексу ограничений для торговли услугами в секторе телекоммуникаций» ОЭСР, 38 стран применяют более строгое законодательство в области передачи персональных данных по сравнению с «Рекомендациями ОЭСР по защите конфиденциальности и трансграничным потокам персональных данных»¹⁹.

Регулирование трансграничной передачи данных в рамках национального законодательства предполагает один из трех подходов (рис. 2), при этом для разных категорий данных могут применяться разные требования и подходы.

Рассмотрим более подробно каждый из существующих подходов к регулированию трансграничной передачи данных на национальном уровне.

1. Полный запрет на передачу данных за пределы страны

Этот подход является наиболее жесткой мерой защиты и применяется лишь небольшим числом стран. Например, в Саудовской Аравии конфиденциальные данные государственных органов и потребительские данные частных фирм не могут передаваться за пределы страны ни по какой причине²⁰. В Индонезии существует запрет на передачу данных, связанных с предоставлением населению услуг (к примеру, финансовых), в том числе частными фирмами²¹. В Китае запрещена передача за пределы страны (в том

¹⁸ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). Measuring the Digital Transformation: A Roadmap for the Future. <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264311992-en.pdf?expires=1589353357&id=id&accname=guest&checksum=29F82DA4A5517C3DD1E626E53BE80515>.

¹⁹ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). STIR Sector Brief: Telecommunications. 2018. <https://www.oecd.org/trade/topics/services-trade/documents/oecd-stri-sector-note-telecommunications.pdf>.

²⁰ Tymburski K., Balouziyeh J., Kirkham K. M. Saudi Arabia: New Cloud Computing Regulatory Framework // Mondaq. 2018. April 5. <http://www.mondaq.com/saudi-arabia/x/689306/new+technology/Saudi+Arabia+new+Cloud+Computing+Regulatory+Framework>.

²¹ Министерство коммуникаций и информатики Республики Индонезия. Закон об информации и электронных транзакциях от 21.04.2008 № 11. https://jdih.kominfo.go.id/produk_hukum/view/id/167/t/undangundang+nomor+11+tahun+2008+tanggal+21+april++2008.

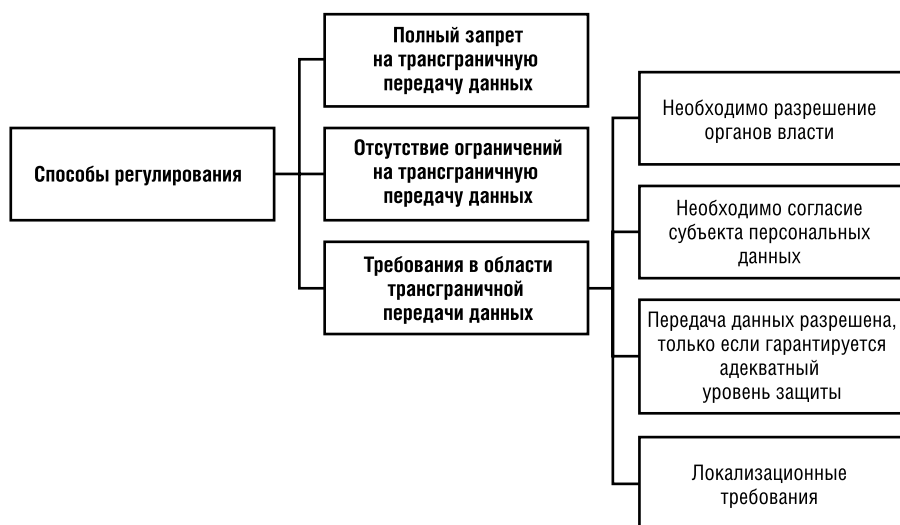


Рис. 2. Подходы стран к регулированию трансграничной передачи данных

числе оффшорным компаниям) любых персональных финансовых²² и медицинских данных²³. При этом другие типы персональных данных могут передаваться за границу при соблюдении необходимых требований.

2. Передача данных разрешена во все страны без необходимости соблюдения каких-либо дополнительных законодательных ограничений (барьеры отсутствуют на национальном уровне)

Полная либерализация законодательства по передаче данных, как и полный запрет на передачу данных встречаются редко. Так, никаких ограничений в отношении трансграничной передачи персональных данных в любую другую юрисдикцию пока не существует в Боливии, Зимбабве, Мозамбике, Намибии и на Филиппинах²⁴.

Интересен пример США, где согласно национальному регулированию трансграничное перемещение данных может осуществляться свободно во все страны без необходимости получения какого-либо разрешения органов власти либо согласия субъекта. В то же время в США существуют требования по локализации отдельных видов данных²⁵. Например, согласно «Руководству по безопасности налоговой информации для федеральных служб,

²² Notice by the People's Bank of China Regarding the Effective Protection of Personal Financial Information by Banking Institutions. <http://www.lawinfochina.com/display.aspx?lib=law&id=8837&CGid=>.

²³ Interpretation on Population Health Information Management Measures (Trial Implementation). https://www.chinadaily.com.cn/m/chinahealth/2014-06/15/content_17588400.htm.

²⁴ Data Protection Laws of the World. <https://www.dlapiperdataprotection.com/index.html?t=transfer&c=AO>.

²⁵ См. подробнее: Cory N. Cross-Border Data Flows: Where Are the Barriers, and What Do They Cost? // Information Technology & Innovation Foundation. 2017. May. https://www.researchgate.net/publication/333292633_Cross-Border_Data_Flows_Where_Are_the_Barriers_and_What_Do_They_Cost.

а также служб штатов и административных единиц» № 1075 информационные системы, задействованные в получении, обработке, хранении или передаче федеральных налоговых данных, обязаны располагаться на территории США, а также посольств США или военных баз США²⁶. Следует подчеркнуть, что отсутствие дополнительных требований к обеспечению защиты персональных данных при их трансграничной передаче не означает отсутствия общих требований к защите персональных данных (подход США к регулированию защиты персональных данных был представлен в разделе 1). В случае нарушения общих требований законодательства к обеспечению хранения данных или в случае их неправомерного использования компании привлекаются к ответственности, например на них налагаются внушительные штрафы, являющиеся на практике одними из самых крупных штрафов в мире (рис. 3). Таким образом, США используют принцип *ex-post* регулирования трансграничной передачи данных, в то время как абсолютное большинство стран придерживаются подхода *ex-ante*.

3. Трансграничная передача данных возможна при соблюдении определенных законодательных требований

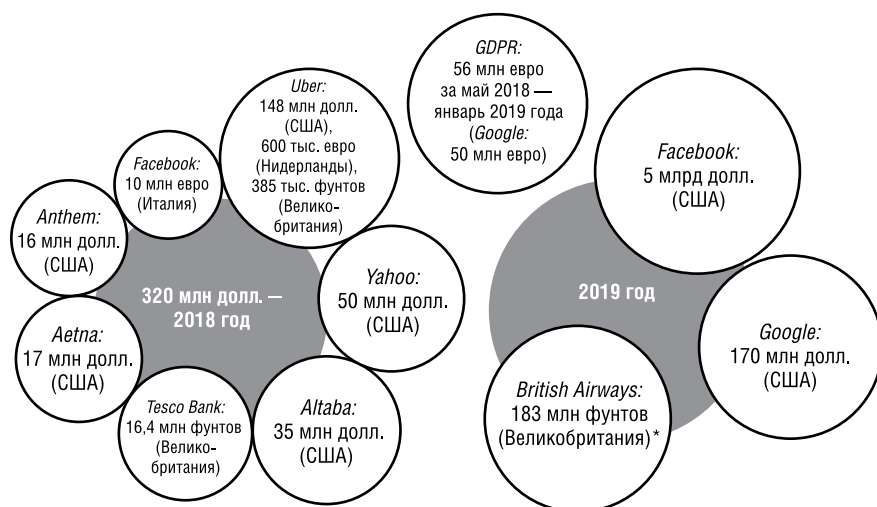
Подход, предполагающий существование определенных законодательных требований к передаче данных, является наиболее распространенным в мире. При этом указанные ниже ограничения могут применяться странами как по отдельности, так и комплексно (сочетая две-три различные меры).

Приведем примеры существующих ограничений на трансграничную передачу данных.

- *Необходимость получения разрешения ответственных органов власти.* Например, в Испании трансграничная передача данных, подпадающих под действие типовых контрактов или обязательных корпоративных правил, возможна лишь после получения соответствующего разрешения директора Испанского управления по защите данных²⁷.
- *Необходимость получения согласия субъекта персональных данных.* Согласие субъекта персональных данных для их трансграничной передачи требуется во многих странах, например в Брунее-Даруссаламе, Индии, Коста-Рике, Румынии, Сингапуре, Чили, Южной Корее и Японии. В Индонезии передавать персональные данные пользователей электронных систем можно лишь с письменного разрешения субъекта персональных данных. В Малайзии согласие субъекта

²⁶ Publication 1075: Tax Information Security Guidelines for Federal, State and Local Agencies, Safeguards for Protecting Federal Tax Returns and Return Information. 2016. <https://www.irs.gov/pub/irs-pdf/p1075.pdf>.

²⁷ Burgos C., Pehlivan C. Data Protected—Spain. 2018. <https://www.linklaters.com/en/insights/data-protected/data-protected---spain>.



* Итоговое решение в отношении British Airways пока не принято. См.: Information Commissioner's Office (ICO). Intention to Fine British Airways £183.39m Under GDPR for Data Breach. 2019. July 8. <https://ico.org.uk/about-the-ico/news-and-events/news-and-blogs/2019/07/ico-announces-intention-to-fine-british-airways/>.

Источники: European Data Protection Board. First Overview on the Implementation of the GDPR and the Roles and Means of the National Supervisory Authorities. https://www.europarl.europa.eu/meetdocs/2014_2019/plmrep/COMMITTEES/LIBE/DV/2019/02-25/9_EDPB_report_EN.pdf; Federal Trade Commission. Stipulated Order for Civil Penalty, Monetary Judgment, and Injunctive Relief. https://www.ftc.gov/system/files/documents/cases/182_3109_facebook_order_filed_7-24-19.pdf; Corfield G. UK Data Watchdog Kicks £280m British Airways and Marriott GDPR Fines into Legal Long Grass. https://www.theregister.com/2020/01/13/ico_british_airways_marriott_fines_delayed/; Federal Trade Commission. Stipulated Order for Permanent Injunction and Civil Penalty Judgment. https://www.ftc.gov/system/files/documents/cases/172_3083_youtube_corpa_consent_order.pdf; InfoWatch. Штрафы за утечки данных: мировая картина. https://www.infowatch.ru/sites/default/files/report/analytics/russ/infowatch_fines_leak_2018.pdf?rel=1.

Рис. 3. Наиболее крупные штрафы за утечки данных, 2018–2019 годы, и общая сумма штрафов за нарушение GDPR, 2018 год

персональных данных является достаточным условием для получения возможности их трансграничной передачи наряду с другими дополнительными условиями²⁸.

- *Передача персональных данных может осуществляться только в определенные страны.* Ограничения по количеству стран, в которые разрешена трансграничная передача данных, также варьируются в различных юрисдикциях.

К примеру, законодательство Китайского Тайбэя разрешает передачу персональных данных во все страны, кроме территории материкового Китая²⁹. В отдельных странах (например, в Аргентине, Пакистане, России, Турции, Чили, а также в ЕС)

²⁸ Laws of Malaysia. Personal Data Protection Act 2010. No 709. 2016. <https://www.kkmm.gov.my/pdf/Personal%20Data%20Protection%20Act%202010.pdf>.

²⁹ Chen C., Fahey M. R. Data Protection in Taiwan: Overview. 2018. [https://uk.practicallaw.thomsonreuters.com/5-578-3485?_lrTS=20190902135743837&transitionType=Default&contextData=\(sc.Default\)&firstPage=true&bhcp=1](https://uk.practicallaw.thomsonreuters.com/5-578-3485?_lrTS=20190902135743837&transitionType=Default&contextData=(sc.Default)&firstPage=true&bhcp=1).

передавать данные можно лишь в определенные государства согласно соответствующему законодательно закреплённому перечню. Так, ЕС признает тринадцать стран и территорий, где обеспечивается уровень защиты данных, аналогичный европейскому: Андорра, Аргентина, Израиль, Канада (только коммерческие организации), коронные земли — острова Гернси, Джерси и Мэн, Новая Зеландия, США (только для участников программы сертификации EU—US Privacy Shield), Уругвай, Фарерские острова, Швейцария и Япония. Ведутся переговоры по включению в этот перечень Южной Кореи³⁰.

Согласно регулированию других экономик, передача данных разрешена в любую страну, обеспечившую эквивалентный уровень защиты. Таким образом, список государств официально не закреплён и выбор страны, куда будет осуществляться трансграничная передача данных, определяется тем, гарантирует ли она адекватный уровень защиты данных. Такой подход применяют, например, Австралия, Бруней-Даруссалам, Израиль, Индия, Канада, Китайский Тайбэй, Колумбия, Малайзия, Мексика, Новая Зеландия, Перу, Сингапур, ЮАР и Япония.

Национальное законодательство в отдельных случаях также предусматривает альтернативные меры защиты данных при их трансграничной передаче. Так, в некоторых странах возможна передача данных и в страны, не обеспечивающие уровень защиты, аналогичный национальному (в обход соответствующего требования). Например, в России, Австралии, Аргентине, Израиле, Колумбии, Малайзии, Мексике, Перу, Турции, а также странах ЕС для этого необходимо получить разрешение субъекта персональных данных. В ЮАР в таком случае помимо согласия субъекта требуется специальное разрешение регулирующих органов³¹.

- *Дополнительные требования по локализации*³². Приведенный выше пример полного запрета на передачу данных в другие страны, применяемый отдельными странами, фактически представляет собой пример безусловной локализации. Подобное ограничение влечет за собой значительные издержки для бизнеса, осуществляющего внешнеэкономическую деятельность, особенно обременительные для малого бизнеса.

³⁰ Adequacy Decisions. How the EU Determines if a Non-EU Country Has an Adequate Level of Data Protection. 2019. https://ec.europa.eu/info/law/law-topic/data-protection/international-dimension-data-protection/adequacy-decisions_en.

³¹ Government Gazette. Act No 4 of 2013: Protection of Personal Information Act, 2013. <https://www.justice.gov.za/legislation/acts/2013-004.pdf>.

³² Локализация представляет собой законодательное требование по хранению данных, передаваемых в электронном или другом виде, на территории страны.

Издержки связаны с ограничением выбора поставщиков, иногда более конкурентных по цене и/или качеству услуг хранения данных, в других странах и дополнительными расходами на организацию хранения копий данных в стране.

При этом локализация может и не препятствовать трансграничной передаче данных при условии соблюдения законодательного требования о хранении копии данных на территории страны и других требований по передаче данных. К примеру, согласно российскому законодательству персональные данные граждан можно передавать за рубеж при соблюдении условий их трансграничной передачи, при этом необходимость хранения данных на территории России является отдельным требованием ко всем операторам данных независимо от наличия или отсутствия необходимости их трансграничной передачи. Таким образом, указанные требования являются независимыми друг от друга³³.

Кроме того, локализация не всегда представляет собой законодательное требование о хранении копии данных на территории страны. Так, например, в Малайзии нет открытого требования по локализации персональных данных, однако необходимо получить разрешение правительственных органов на трансграничную передачу персональных данных граждан, и, соответственно, некоторые исследователи рассматривают этот пример как фактическую локализацию данных³⁴.

3. Национальное регулирование локализации данных

На международных площадках ведутся активные дискуссии о целесообразности локализации отдельных категорий данных, а также других мер регулирования трансграничных потоков данных в контексте возможных ограничений для бизнеса в цифровую эпоху. ОЭСР³⁵ и Европейский центр международной политической экономии (ECIPE)³⁶ относят локализацию к барьерам для цифровой торговли.

США и Япония выступали на площадке ВТО с предложением о введении запрета требований локализации на многостороннем уровне. Они полагают, что подобные ограничения препятствуют быстрому и эффективному развитию цифровой экономики и цифровой торговли.

³³ Обработка и хранение персональных данных в РФ. Изменения с 1 сентября 2015 года. <https://digital.gov.ru/ru/personaldata/>.

³⁴ Cory N. Cross-Border Data Flows...

³⁵ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). Digital Services Trade Restrictiveness Index Regulatory Database.

³⁶ The European Centre for International Political Economy (ECIPE). Digital Trade Estimates Report 2018. <https://ecipe.org/dte/dte-report/>.

Потенциальный протекционистский характер локализационных мер связан с тем, что они могут приводить к перераспределению торговли в некоторых сферах в пользу национальных компаний. В частности, расчеты показывают, что существует положительная корреляция между требованиями по локализации данных и уровнем нетарифных барьеров в некоторых секторах услуг³⁷.

Согласно исследованию ЕСIPE, число локализационных ограничений, применяемых различными странами мира, значительно выросло за последнее время: в 2000 году их было 19, а в 2016-м стало уже 84 (в 64 странах). Среди стран, не применяющих требования по локализации, Австрия, Венгрия, Израиль, Ирландия, Исландия, Испания, Италия, Коста-Рика, Латвия, Литва, Норвегия, Португалия, Словакия, Словения, Чехия, Чили, Швейцария, Эстония и ЮАР.

Локализационные ограничения применяются к различным категориям данных (рис. 4).

Наиболее широкий массив информации, подпадающий под локализацию, — персональные данные граждан, включающие информацию, собранную как государственными органами страны, так и частным сектором. Локализационные требования по хранению операторами копий всех персональных данных на серверах внутри страны применяются, например, в России, Казахстане и Вьетнаме.

Личные данные граждан, обрабатываемые (отдельными либо всеми) государственными органами, учебными заведениями, государственными банками, больницами и другими государственными институтами (в том числе в рамках предоставления госуслуг), подлежат локализационным ограничениям в Германии, Индии, в отдельных провинциях Канады, Китайском Тайбэе, Нидерландах, Сингапуре, в отдельных штатах США и в Швеции. Данные, собранные в национальном реестре физических лиц Бельгии, должны храниться только на территории страны.

Другие локализационные требования применяются к отдельным («чувствительным») данным и чаще всего касаются телекоммуникационного сектора, финансовых, медицинских данных либо деловой документации.

В Китае требования по локализации действуют в отношении достаточно большого объема данных — персональной и другой информации, собираемой критически важными объектами информационной инфраструктуры и операторами сетей. Фактически к этой категории относятся данные, собранные госорганами и компаниями ключевых секторов (включая телекоммуникации,

³⁷ Гуцин Е., Исмагилова О., Кнобель А., Кудакеева К., Кутюева А., Латыпова Ю., Прока К., Пыжиков Н., Флегонтова Т. Возможности и риски от снижения цифровых барьеров. Мониторинг актуальных событий в области международной торговли. 2019. № 33. 17 июля. https://www.vavt-imef.ru/wp-content/uploads/2019/07/Monitoring_33-1.pdf.

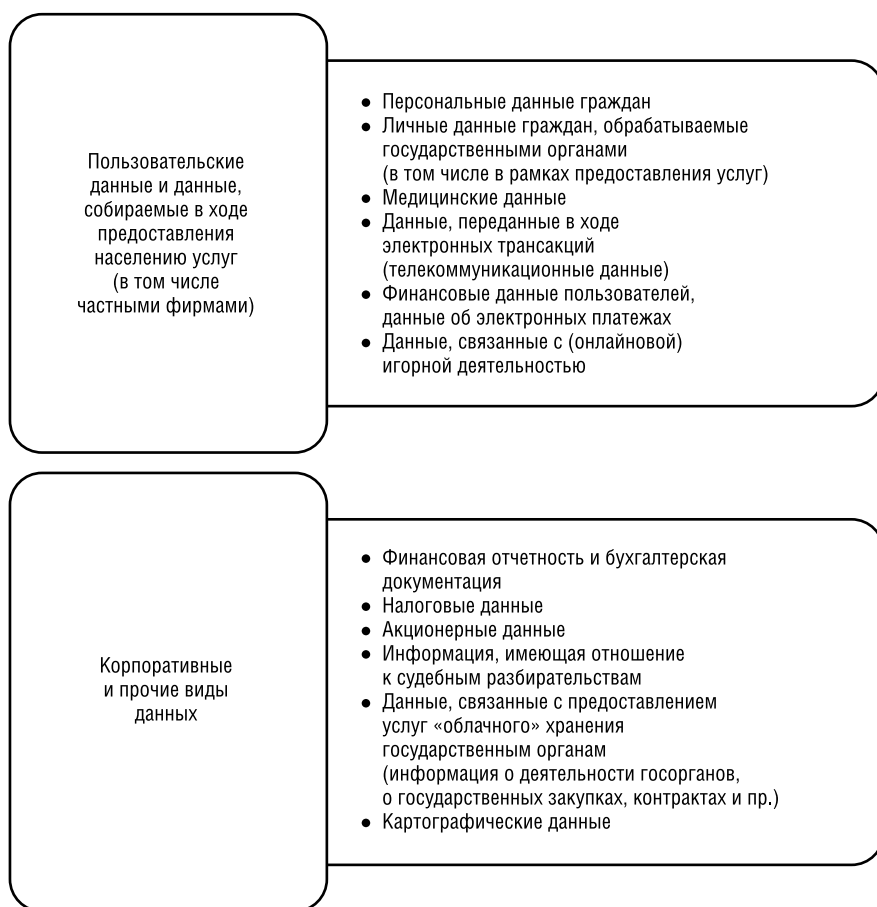


Рис. 4. Типы данных, подпадающих под локализационные требования в различных странах

энергетику, транспорт, систему ирригации и др.)³⁸. Требования по локализации в Китае сочетаются с необходимостью получения разрешения на передачу данных в каждом конкретном случае после прохождения необходимых проверок в области безопасности (пример сочетания нескольких ограничений на трансграничную передачу данных). Проверка исходящей информации осуществляется в отношении рисков для безопасности национальной обороны и политической системы, экономики, науки и технологий³⁹.

Локализация медицинских данных применяется в Австралии, Великобритании и Дании.

³⁸ Ning S., Wu H. China: Data Protection 2019. <https://iclg.com/practice-areas/data-protection-laws-and-regulations/china>.

³⁹ Уведомление о публичном запросе информации Национального информационного бюро сети Интернет в отношении подхода к оценке безопасности при трансграничной передаче персональных и важных данных (проект запроса комментариев). 2017. <https://www.chinalawtranslate.com/en/2016-cybersecurity-law/>.

Во Вьетнаме все компании, предоставляющие интернет-услуги, должны иметь хотя бы один сервер с базами данных на территории страны. В случае наличия требований к серверной системе, расположенной во Вьетнаме, вся серверная система, расположенная за его пределами, должна отвечать этим требованиям⁴⁰.

В Иране все данные пользователей мессенджеров необходимо хранить на территории страны.

Локализация данных, переданных в ходе электронных транзакций, применяется в России, Бразилии, Германии, Казахстане, Мексике и Нигерии.

Локализация телекоммуникационных данных помимо требования о наличии серверов для хранения информации на территории страны (с тем чтобы была возможность предоставить ее компетентным органам по запросу и предотвратить неконтролируемую передачу персональных и других типов данных компетентным органам других стран) обычно сопровождается законодательно установленными сроками, в течение которых вся передаваемая информация (не только данные о пользователях, но и непосредственно данные, передаваемые пользователями) должна храниться операторами. В России такие сроки прописаны в так называемом законе Яровой. В других странах сроки, как правило, указаны в тексте основного закона о защите персональных или других типов данных или же в соответствующих подзаконных актах.

Согласно новому государственному регулированию электронных систем и транзакций в Индонезии центры обработки данных операторов электронных систем для государственного сектора должны находиться на территории страны⁴¹.

В Бразилии, Дании, Нигерии, Франции, Швеции, Южной Корее и Японии все провайдеры облачных услуг, предоставляющие услуги хранения данных государственным учреждениям, должны иметь центры обработки данных, расположенные в пределах страны.

В России, Венесуэле, Индии, Индонезии и Турции существует требование по хранению и обработке на территории страны всех данных, связанных с электронными платежами.

Финансовые учреждения Бразилии и Люксембурга обязаны обрабатывать свои данные внутри страны. Шведским поставщикам финансовых услуг де-факто необходимо хранить всю свою документацию в пределах национальной юрисдикции для предоставления надзорным органам немедленного доступа к серверам.

⁴⁰ Аналитический обзор международного опыта по локализации баз данных, содержащих персональные данные граждан. 2018. https://pd.rkn.gov.ru/docs/Obzor_po_lokalizacii.docx.

⁴¹ Hutagalung F., Kriyasa M. I., Rajab G. V., Afandari W. Highlights in the New Government Regulation on Electronic Systems and Transactions. 2019. <https://dentons.hprplawyers.com/en/insights/articles/2019/november/19/highlights-in-the-new-government-regulation-on-electronic-systems-and-transactions>.

В Бразилии, Великобритании, Германии, Дании, Индии, Индонезии и Швеции финансовая (и другая годовая) отчетность и бухгалтерская документация компаний должны храниться на территории страны в течение определенного времени. Согласно закону о бухгалтерском учете Финляндии бухгалтерская отчетность должна храниться на территории страны либо в другой стране ЕС, если гарантируется доступ к данным в режиме реального времени. В Бельгии и Новой Зеландии налоговые данные компаний должны храниться в центрах обработки данных, физически расположенных на территории страны.

В Болгарии, Польше и Румынии все данные, связанные с предоставлением услуг на рынке азартных игр, включая данные о ставках, участниках и выплатах, должны храниться с использованием оборудования (серверов для хранения данных), расположенного на территории страны.

Южная Корея — единственная страна, которая внедрила требование по локализации картографических данных с целью ограничения доступа к коммерческим спутниковым изображениям высокого разрешения⁴².

Требования по локализации данных применяются многими странами для обеспечения суверенитета (в том числе права определять, какие типы данных могут покидать пределы национальной юрисдикции), национальной безопасности, а также защиты частной жизни граждан. Помимо этого, некоторые авторы говорят о необходимости локализации в целях улучшения условий для национальных поставщиков на начальных этапах развития, находящихся априори в неравном положении по сравнению с крупными трансграничными компаниями⁴³.

В то же время сама по себе локализация не является гарантией обеспечения необходимого уровня защиты данных — он зависит от наличия в стране передовых технологий в области информационной безопасности. Кроме того, в случае с безусловной локализацией высок риск потери всех данных при возникновении какой-либо чрезвычайной ситуации (соответствующие условия определяются архитектурой хранения данных, существующей в стране).

Таким образом, несмотря на многочисленные дискуссии об обоснованности локализации, на практике она широко применяется в мире наряду с другими ограничениями по передаче данных за рубеж.

⁴² Korea Law. Act on the Establishment, Management, etc. of Spatial Data. 2019. http://elaw.klri.re.kr/eng_service/lawView.do?hseq=32771&lang=ENG.

⁴³ The United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). Trade and Development Report 2018: Power, Platforms and the Free Trade Delusion, 2018. https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/tdr2018_en.pdf.

Кроме того, во многих странах существует обширный перечень исключений, обеспечивающих свободу передачи данных, таких как исполнение условий контракта, обязательства по международным соглашениям или обеспечение жизненно важных интересов субъекта персональных данных при невозможности получить его согласие, как, например, в России.

Заключение

Формирование требований к политике защиты и трансграничной передачи персональных и других категорий «чувствительных» данных может создавать компаниям сложности для торговли в цифровую эпоху. Эти сложности определяются следующими обстоятельствами:

- различиями в национальном регулировании стран мира, влекущими за собой (помимо расходов на исполнение законодательных норм) административные издержки, связанные с необходимостью поиска информации о существующих требованиях и отслеживания происходящих изменений;
- отсутствием регулирования защиты данных на территории некоторых стран или недостаточной степенью его проработанности, что создает повышенные риски утечки данных;
- непрозрачностью и разрозненностью нормативно-правовой базы отдельных стран (особенно в случае секторального подхода и региональных различий в регулировании защиты данных);
- высокой стоимостью сертификации компаний с целью подтверждения соответствия политики обработки персональных данных требованиям законодательства;
- высокой стоимостью мер по обеспечению соблюдения законодательства по защите данных (например, для выполнения требований GDPR, согласно расчетам *Ernst&Young*, 500 крупнейших компаний мира должны будут потратить 7,8 млрд долл.)⁴⁴;
- высокими штрафными санкциями в случае несоблюдения необходимых мер защиты данных и отсутствием досудебного порядка разрешения возникших разногласий и споров. Например, самый крупный штраф за утечку персональных данных в 2018 году, по данным СМИ, был выписан в США: *Uber* согласилась выплатить 148 млн долл. В общей сложно-

⁴⁴ Kahn J., Bodoni S., Nicola S. It'll Cost Billions for Companies to Comply with Europe's New Data Law // Bloomberg Businessweek. 2018. March 22. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2018-03-22/it-ll-cost-billions-for-companies-to-comply-with-europe-s-new-data-law>.

сти, по данным мониторинга СМИ, в 2018 году компании во всем мире были оштрафованы на 320 млн долл. В основном штрафные санкции применяются к компаниям в Великобритании, Италии, Сингапуре, США и Франции⁴⁵. Согласно отчетности Европейского совета по персональным данным (EDPB), за первые девять месяцев действия GDPR (май 2018 — январь 2019 года) в ЕС компании обязали выплатить штрафы на общую сумму около 56 млн евро (из них штраф в размере 50 млн евро был назначен к выплате *Google*)⁴⁶. Крупнейшие штрафы в 2019 году побили рекорды 2018 года. Так, компания *Facebook* была оштрафована в США на рекордные 5 млрд долл., *Equifax* — на 275 млн долл.⁴⁷, не считая компенсации пострадавшим пользователям в размере до 425 млн долл.⁴⁸, а *Google* — на 170 млн долл.⁴⁹ В то же время *British Airways* грозит штраф в 183 млн фунтов стерлингов (рис. 3). Несоблюдение требований бразильского LGPD в будущем также может повлечь за собой значительные административные санкции, а именно штраф в размере 2% от валового объема продаж компании (или группы компаний) либо не более 50 млн реалов (около 12,9 млн долл.) за нарушение⁵⁰.

Согласно исследованию *IBM*, проведенному среди 507 компаний, столкнувшихся с последствиями утечки данных в 2018 году⁵¹, средняя стоимость их расходов в результате утечек персональных данных по всему миру составила 3,92 млн долл. Показатели разнятся в зависимости от стран, в которых компании ведут свою деятельность. Самые высокие у США — 8,19 млн долл. Они включают расходы на мониторинг утечек, оповещение о произошедших утечках, меры по преодолению последствий (в том числе оплату штрафов и выплату компенсаций) и ущерб от потери клиентской базы.

⁴⁵ InfoWatch. Глобальное исследование утечек конфиденциальной информации в 2018 году. <https://www.infowatch.ru/resources/analytics/reports/report2018>.

⁴⁶ European Data Protection Board (EDPB). First Overview on the Implementation of the GDPR and the Roles and Means of the National Supervisory Authorities. https://www.europarl.europa.eu/meetdocs/2014_2019/plmrep/COMMITTEES/LIBE/DV/2019/02-25/9_EDPB_report_EN.pdf.

⁴⁷ Federal Trade Commission (FTC). FTC Imposes \$5 Billion Penalty and Sweeping New Privacy Restrictions on Facebook. 2019. July 24. <https://www.ftc.gov/news-events/press-releases/2019/07/ftc-imposes-5-billion-penalty-sweeping-new-privacy-restrictions>.

⁴⁸ Federal Trade Commission (FTC). Equifax Data Breach Settlement. 2019. September. <https://www.ftc.gov/enforcement/cases-proceedings/refunds/equifax-data-breach-settlement>.

⁴⁹ Federal Trade Commission (FTC). Google and YouTube Will Pay Record \$170 Million for Alleged Violations of Children's Privacy Law. 2019. September 4. <https://www.ftc.gov/news-events/press-releases/2019/09/google-youtube-will-pay-record-170-million-alleged-violations>.

⁵⁰ What Is the Brazil General Data Protection Law (LGPD)? 2018. July 20. <https://www.onetrust.com/what-is-the-brazil-general-data-protection-law-lgpd>.

⁵¹ Опрос проводился в шестнадцати странах и региональных единицах: в Австралии, АСЕАН (Вьетнаме, Индонезии, Малайзии, Сингапуре, Таиланде и Филиппинах), на Ближнем Востоке (в ОАЭ и Саудовской Аравии), в Бразилии, Великобритании, Германии, Индии, Италии, Канаде, скандинавских странах, в США, Турции, Франции, ЮАР, Южной Корее и Японии.

Снижению издержек компаний на мировом рынке могли бы способствовать следующие меры.

- Формирование на международном уровне общих принципов защиты и трансграничной передачи данных в зависимости от их категории.
- Выработка единых мировых стандартов обеспечения защиты данных при их сборе, хранении, обработке, передаче и удалении, а также обеспечение надлежащего качества соответствующих услуг.
- Продвижение международных инициатив по гармонизации и взаимному признанию законодательства в области защиты персональных и других категорий данных (например, «Конвенция 108+» Совета Европы или двухсторонние и многосторонние соглашения о взаимном признании).
- Повышение транспарентности законодательства стран, обмен опытом и лучшими практиками в области защиты и трансграничной передачи данных.
- Координация действий стран для предотвращения утечки данных.
- Внедрение мер по снижению стоимости услуг по обеспечению защиты и хранения данных.

Литература

1. Бирюков М. М. Актуальные аспекты правовой защиты персональных данных в Европейском союзе, США и России // Московский журнал международного права. 2015. № 3. С. 197–208.
2. Евсеева А. А., Калуцкий И. В., Спеваков А. Г. Сравнительный анализ российского и китайского законодательства в области обработки и защиты персональных данных // Известия Юго-Западного государственного университета. Серия «Управление, вычислительная техника, информатика, медицинское приборостроение». 2016. Т. 20. № 3. С. 78–84.
3. Емуранова О. А. Сравнительный анализ правового регулирования защиты персональных данных граждан России и стран БРИКС // В мире науки и инноваций: сб. стат. Междунар. науч.-практ. конф. (25 декабря 2016 года, Пермь): в 8 ч. Ч. 8. Уфа: Азтерна, 2016. С. 159–164.
4. Журавлев М. С. Защита персональных данных в телемедицине // Право. Журнал ВШЭ. 2016. № 3. С. 72–84.
5. Лопаткина Н. В., Муслев Б. В. Правовое регулирование врачебной тайны и защиты персональных данных как фактор обеспечения безопасности личности, общества, государства // Право. Безопасность. Чрезвычайные ситуации. 2015. № 2(27). С. 17–23.
6. Проскурякова М. И. Конституционно-правовые рамки защиты персональных данных в России // Вестник Санкт-Петербургского университета. Право. 2016. № 2. С. 12–27.
7. Binns R., Lyngs U., Van Kleek M., Zhao J., Libert T., Shadbolt N. Third Party Tracking in the Mobile Ecosystem. Proceedings of the 10th ACM Conference on Web Science. Amsterdam, May 27–30, 2018. P. 23–31.
8. Determann L. Privacy and Data Protection // Moscow Journal of International Law. 2019. No 1. P. 18–26.

9. *Durou E.* Big Data. Mining a National Resource // A Middle East Point of View. 2015. Fall. P. 22–29. https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/xs/Documents/About-Deloitte/mepovdocuments/mepov18/mepov18_fall-2015.pdf.
10. *Ferracane M. F., Marel E. van der.* Do Data Policy Restrictions Inhibit Trade in Services? The European Centre for International Political Economy. Digital Trade Estimates Working Paper. 2018. <https://ecipe.org/publications/do-data-policy-restrictions-inhibit-trade-in-services/>.

Ekonomicheskaya Politika, 2020, vol. 15, no. 3, pp. 152-175

Olga D. ISMAGILOVA. Institute for International Economics and Finance, Russian Foreign Trade Academy (4A, Pudovkina ul., Moscow, 119285, Russian Federation); Russian APEC Study Center, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (11, Prechistenskaya nab., Moscow, 119034, Russian Federation).
E-mail: oibrishim@gmail.com

Karine R. KHADZHI. Institute for International Economics and Finance, Russian Foreign Trade Academy (4A, Pudovkina ul., Moscow, 119285, Russian Federation); Russian APEC Study Center, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (11, Prechistenskaya nab., Moscow, 119034, Russian Federation).
E-mail: k.khadzhi@vavt.ru

Global Experience in Regulating Data Protection, Transfer and Storage

Abstract

Cross-border data flows management and privacy protection are placed high in the international digital agenda due to unprecedented growth in the volume and pace of data collection, processing, storage and transfer globally. Despite the high importance of data flows regulation and its serious influence on all enterprises involved in digital economy, there is little research conducted in Russia and systemizing the national strategies in this sphere of regulation. The article provides an overview of the existing approaches of different countries to data protection, transfer (cross-border included) and storage, analyses the impact of regulation on international trade flows, and develops proposals for possible measures to reduce costs for companies in the digital age. The research discovers that today most countries of the world regulate personal data and other categories of sensitive data flows through the introduction of either a separate law or data protection provisions in the relevant sectoral laws. The countries' approaches range from a complete ban on the cross-border transfer of all or certain categories of data to foreign countries to complete liberalization in this area. The most common approach is the introduction of one or several restrictions from the set of measures related to cross-border data transfers: data localization requirement; limitations on the number or type of countries to which sensitive data can be transferred without additional requirements; and the requirement of the personal data subject's consent or responsible public authorities' permission.

Keywords: *personal data, sensitive data, data protection, cross-border data flows, data localization, e-commerce.*

JEL: F02, K24.

References

1. Birukov M. M. Aktual'nye aspekty pravovoy zashchity personal'nykh dannykh v Yevropeyskom soyuze, SSHA i Rossii [Topical Aspects of the Legal Protection of Personal Data in the European Union, the United States and Russia]. *Moskovskiy zhurnal mezhdunarodnogo prava [Moscow Journal of International Law]*, 2015, no. 3, pp. 197-208.
2. Evseeva A. A., Kalutsky I. V., Spevakov A. G. Sravnitel'nyy analiz rossiyskogo i kitayskogo zakonodatel'stva v oblasti obrabotki i zashchity personal'nykh dannykh [Comparative Analysis of Russian and Chinese Legislation in the Area of Processing and Protection of Personal Data]. *Izvestiya Yugo-Zapadnogo gosudarstvennogo universiteta [Proceedings of the Southwest State University]*, 2016, vol. 20, no. 3, pp. 78-84.
3. Emuranova O. A. Sravnitel'nyy analiz pravovogo regulirovaniya zashchity personal'nykh dannykh grazhdan Rossii i stran BRIKS [Comparative Analysis of Legal Regulation of Personal Data Protection of the Citizens in Russia and BRICS Countries]. In: *V mire nauki i innovatsiy: sb. stat. st. Mezhdunar. nauch.-prakt. konf. (25 dekabrya 2016 goda, Perm) [In the World of Science and Innovations: Collection of Articles of the International Workshop and Conference, 25 December 2016, Perm]*, in 8 vols., vol. 8. Ufa, Aeterna, 2016, pp. 159-164.
4. Zhuravlev M. S. Zashchita personal'nykh dannykh v teleditsine [Personal Data Protection in Telemedicine]. *Pravo. Zhurnal VShE [Law. HSE Journal]*, 2016, no. 3, pp. 72-84.
5. Lopatkina N. V., Muslov B. V. Pravovoe regulirovanie vrachebnoy tayny i zashchity personal'nykh dannykh kak faktor obespecheniya bezopasnosti lichnosti, obshchestva, gosudarstva [Legal Regulation of Medical Confidentiality and Personal Data Protection as a Factor of Safety of the Individual, Society and State]. *Pravo. Bezopasnost'. Chrezvychaynye situatsii [Law. Safety. Emergency Situations]*, 2015, no. 2(27), pp. 17-23.
6. Proskuryakova M. I. Konstitutsionno-pravovye ramki zashchity personal'nykh dannykh v Rossii [Constitutional Framework for the Protection of Personal Data in Russia]. *Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta [Vestnik of Saint Petersburg University]*, 2016, no. 2, pp. 12-27.
7. Binns R., Lyngs U., Van Kleek M., Zhao J., Libert T., Shadbolt N. Third Party Tracking in the Mobile Ecosystem. In: *Proceedings of the 10th ACM Conference on Web Science*. Amsterdam, 2018, May 27-30, pp. 23-31.
8. Determann L. Privacy and Data Protection. *Moscow Journal of International Law*, 2019, no. 1, pp. 18-26.
9. Durou E. Big Data. Mining a National Resource. *A Middle East Point of View*, 2015, Fall, pp. 22-29. https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/xs/Documents/About-Deloitte/mepovdocuments/mepov18/mepov18_fall-2015.pdf.
10. Ferracane M. F., Marel E. van der. Do Data Policy Restrictions Inhibit Trade in Services? *The European Centre for International Political Economy, Digital Trade Estimates Working Paper*, 2018. <https://ecipe.org/publications/do-data-policy-restrictions-inhibit-trade-in-services/>.

Экономика здравоохранения

РЕЗУЛЬТАТИВНОСТЬ ВВЕДЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОГО КОНТРАКТА С МЕДИЦИНСКИМИ РАБОТНИКАМИ

Сергей ШИШКИН, Александр ТЕМНИЦКИЙ

Сергей Владимирович Шишкин —
доктор экономических наук,
директор Центра политики
в сфере здравоохранения,
Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
(РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20).
E-mail: shishkin@hse.ru

Александр Лазаревич Темницкий —
кандидат социологических наук, доцент,
Московский государственный институт
международных отношений (университет)
МИД Российской Федерации
(РФ, 119454, Москва, пр. Вернадского, 76).
E-mail: taleksandr@list.ru

Аннотация

Статья содержит результаты анализа изменений в оплате и условиях труда медицинских работников, их трудовой мотивации и соответствия этих изменений целям введения эффективного контракта. Эмпирическую базу исследования составили данные ряда опросов работников государственных и муниципальных медицинских организаций в 2007–2018 годах. Полученные данные о заключении эффективного контракта и о размерах заработной платы медицинских работников заметно меньше официальных значений. Показано, что результатом внедрения эффективного контракта стало изменение роли факторов, определяющих размер зарплаты медиков. Если ранее первым по значимости фактором выступала квалификация, то в последующем — объемы и качество выполняемой работы, а также конечные результаты работы медицинского учреждения и подразделения. Введение эффективного контракта уменьшило, но незначительно, вторичную занятость медицинских работников. У большинства медиков возросли объемы выполняемой ими работы. Данные опросов свидетельствуют о достаточно устойчивой иерархии мотивов медицинских работников к труду, среди которых ведущими выступают возможность заработать деньги, профессиональный интерес к работе и альтруизм. В 2018 году отмечено возвышение роли мотива гарантированной занятости. В ряду изменений — повышение удовлетворенности медиков определяющими сторонами труда: размером заработной платы, условиями для повышения квалификации, правилами вознаграждения за высокие результаты труда. Произошедшие изменения в целом соответствуют целям введения системы оплаты труда, названной эффективным контрактом, и позволяют говорить о ее позитивном влиянии на трудовую мотивацию персонала медицинских учреждений. Но заключение эффективного контракта замечено лишь половиной медиков. Для остальных всё свелось лишь к повышению оплаты труда. Полученные оценки свидетельствуют о серьезных изъянах в управлении этим процессом.

Ключевые слова: эффективный контракт, оплата труда, трудовая мотивация, медицинские работники, здравоохранение.

JEL: I18, J38.

В статье представлены результаты исследования, выполненного в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

Введение

С 2012 года по 2018-й в нашей стране была реализована Программа поэтапного совершенствования системы оплаты труда в государственных (муниципальных) учреждениях, принятая Правительством Российской Федерации во исполнение Указа Президента Российской Федерации от 07.05.2012 № 597 «О мероприятиях по реализации государственной социальной политики». Программа предусматривала повышение к 2018 году средней заработной платы врачей до 200% средней заработной платы в соответствующем регионе (в 2012 году она составляла в среднем по стране 125%), а среднего и младшего медицинского персонала (СМП и ММП соответственно) — до 100% (в 2012 году она составляла в среднем по стране 73 и 49% соответственно) и обеспечение соответствия оплаты труда работников качеству оказания ими государственных (муниципальных) услуг. Содержательные цели программы были определены следующим образом: сохранение кадрового потенциала, повышение престижности и привлекательности работы в государственных и муниципальных учреждениях, обеспечение соответствия оплаты труда работников качеству оказания ими услуг (выполнения работ)¹. Предусматриваемые программой мероприятия получили обобщающее наименование — введение эффективного контракта.

При реализации программы внимание органов управления во всех отраслях социальной сферы было сосредоточено на достижении заданных целевых уровней заработной платы работников. Параметры средней заработной платы для выделенных категорий работников жестко контролировались органами управления. Достижение других целей программы было слабо обеспечено методически и слабо контролировалось органами управления [Кузьминов и др., 2017]. Установление критериев оценки работы медиков для расчета размеров стимулирующих надбавок было, как правило, делегировано руководителям медицинских организаций.

Определенные в программе целевые показатели для врачей и среднего медицинского персонала были достигнуты в целом по стране и почти во всех регионах. При этом основной прирост заработной платы произошел в 2017-м — начале 2018 года. Согласно данным Росстата, средняя заработная плата врачей достигла в I квартале 2018 года 200% средней зарплаты по экономике, среднего медицинского персонала — 100%, младшего — 94%. Эти официальные результаты вызвали острую критику в средствах массовой информации, где приводились примеры очень низкой

¹ Программа поэтапного совершенствования системы оплаты труда в государственных (муниципальных) учреждениях на 2012–2018 годы. Утверждена Распоряжением Правительства Российской Федерации от 26.11.2012 № 2190-р.

заработной платы врачей, среднего и младшего медицинского персонала и неудовлетворенности медиков результатами этой кампании. Но помимо публикации данных о достижении целевых показателей повышения оплаты труда в 2018 году итоги введения эффективного контракта официально не были подведены. Нам не известны и какие-либо исследования, в которых на больших массивах эмпирических данных были бы проанализированы результаты перехода к эффективному контракту с медицинскими работниками в 2012–2018 годах. Можно указать лишь на констатацию президентом РФ того, что медицинские работники недовольны уровнем заработной платы и высокой нагрузкой², и на решение правительства разработать и поэтапно внедрить в 2020–2024 годах новую отраслевую систему оплаты труда медицинских работников, занятых в наиболее массовых медицинских учреждениях, которая будет включать единые для всей страны подходы к установлению окладов, надбавок и их доли в структуре оплаты труда³.

Так были ли достигнуты цели Программы поэтапного совершенствования системы оплаты труда в здравоохранении? К чему привело внедрение эффективного контракта?

Целью настоящей работы является выявление произошедших в 2012–2018 годах изменений в оплате труда, условиях труда и трудовой мотивации медицинских работников и их соответствия целям введения эффективного контракта. Задачи исследования включают:

- оценку реальных масштабов внедрения эффективного контракта с медицинскими работниками;
- анализ дифференциации размеров оплаты труда медицинских работников;
- выявление изменений в определяющих факторах размера заработной платы;
- выявление изменений в характере занятости и условиях труда медицинских работников в период введения эффективного контракта;
- анализ влияния сокращений медицинского персонала на отношение к труду;
- анализ изменений в трудовой мотивации медицинских работников под влиянием введения эффективного контракта;
- выявление отношения медицинских работников к внедрению эффективного контракта.

² Президент Российской Федерации. Совещание по вопросам модернизации первичного звена здравоохранения 20 августа 2019 года. <http://kremlin.ru/events/president/news/61340/videos>.

³ Принципы модернизации первичного звена здравоохранения Российской Федерации. Утверждены Постановлением Правительства Российской Федерации от 09.10.2019 № 1304. <http://publication.pravo.gov.ru/Search/Date/government?date=10%2F10%2F2019%2000%3A00%3A00>.

1. Обзор литературы

Отправным моментом для теоретического обоснования эффективного контракта с работниками бюджетной сферы и науки стала концепция эффективного контракта вуза с преподавателем, предложенная в [Кузьминов, 2011]. Понятие определялось в весьма общем виде: это контракт, обеспечивающий устойчивое, равновесное состояние университета как социального института. Впоследствии содержание этого понятия было конкретизировано: эффективный контракт — это система мер по обеспечению достойной заработной платы работникам бюджетной сферы и стимулированию их качественного и эффективного труда [Кузьминов и др., 2017. С. 12]. Задача перехода на эффективный контракт в бюджетной сфере была сформулирована В. В. Путиным в 2012 году как необходимость получения врачом, учителем на своей основной работе зарплаты достаточной, чтобы не искать заработков на стороне. При этом уровень зарплаты должен соотноситься с конкретными условиями регионального рынка труда и полнее учитывать квалификацию и профессиональные достижения работника⁴. В принятой правительством Программе поэтапного совершенствования системы оплаты труда эффективный контракт был определен как трудовой договор с работником, в котором конкретизированы его должностные обязанности, условия оплаты труда, показатели и критерии оценки эффективности деятельности для назначения стимулирующих выплат в зависимости от результатов труда и качества оказываемых государственных (муниципальных) услуг, а также меры социальной поддержки. Несмотря на такое узкое определение эффективного контракта в официальном документе, нам представляется абсолютно оправданным использование этого термина в исходном широком понимании — как системы мер по усилению трудовой мотивации работников к качественному и эффективному труду на основном рабочем месте за счет повышения уровня и изменения условий оплаты их труда.

Процесс перехода к эффективному контракту в социальной сфере, в здравоохранении в частности, стал предметом целого ряда научных публикаций. В первые годы основное внимание уделялось анализу возможностей и рисков эффективного контракта [Стародубов, Кадыров, 2013], развенчанию складывающихся вокруг него мифов [Кадыров, 2015] и определению организационно-методических условий его результативного внедрения: стратегии перехода [Шишкин и др., 2013], этапов его проектирования [Лапина, Зательмаер, 2015], принципов определения критериев эф-

⁴ Путин В. В. Строительство справедливости. Социальная политика для России // Комсомольская правда. 2012. 13 февраля.

фективности деятельности медицинских работников [Козеева, Коновалова, 2016], подходов к разработке методов расчета и распределения стимулирующих выплат с учетом качественных и количественных показателей деятельности [Донцов, 2014; Романчук, 2014]. Следует отметить, что результативность внедрения эффективного контракта с самого начала ставилась под сомнение некоторыми исследователями. Так, в работе [Брынза, Грозная, 2016. С. 9] отмечалась непродуманность роли вводимого эффективного контракта в системе мотивации труда медиков и его взаимодействия с другими мотивационными механизмами.

Онлайн-опрос работников медицинских организаций, проведенный в конце 2015 года, показал, что медицинские работники достаточно высоко оценивали потенциал влияния эффективного контракта на различные показатели медицинской помощи и работы медицинского учреждения [Золотовицкая и др., 2015]. Но в обсуждении фактических результатов внедрения эффективного контракта превалирует описание произошедших изменений в условиях и фактических размерах оплаты труда медицинских работников (см., например, [Кучиц и др., 2018; Пантелеева, Кожемяко, 2018; Сочнева, Колыгаева, 2017]). В ряде работ отмечается несоответствие заработной платы медиков официальным отчетным показателям [Долженкова и др., 2019; Еникеев, Еникеева, 2018]. Исследователи привлекают внимание к недостаткам в определении базовых окладов и в оценивании деятельности медицинских работников, следствиями чего стало увеличение дифференциации между заработной платой руководителей и работников медицинских учреждений и значительные различия в заработной плате, которую получает медицинский персонал за выполнение одинаковых функций [Михалкина, Андрейченко, 2017; Сахно, 2019], или, другими словами, «зарплатное неравенство» [Калабина, 2016. С. 124]. По мнению некоторых авторов, это приводит к оттоку кадров из бюджетных учреждений здравоохранения [Долженкова и др., 2019].

Анализ первых результатов внедрения эффективного контракта привел исследователей к выводу, что он оказался хорошим инструментом, повышающим управляемость персоналом и стимулирующим врачей к увеличению объемов и улучшению качества работы [Кузьминов и др., 2017]. Включение показателей эффективного контракта в трудовой договор повышает удовлетворенность врачей основными сторонами своего труда [Темницкий, 2018]. Вместе с тем углубленное изучение влияния перехода к эффективному контракту на готовность врачей работать более интенсивно и качественно показало, что это влияние оказалось разнонаправленным для различных групп врачей [Чирикова, Шишкин, 2019].

2. Метод и эмпирическая база исследования

Представляемое в настоящей статье исследование результативности введения эффективного контракта выполнено по данным, полученным в нескольких анкетных опросах работников государственных и муниципальных медицинских организаций. Опросы были проведены НИУ ВШЭ и Центром Юрия Левады в 2009 и 2014 годах, НИУ ВШЭ и ВЦИОМ в 2011 году, НИУ ВШЭ при поддержке Министерства здравоохранения РФ в 2013 году, НИУ ВШЭ и «S-медиа» в 2016 и 2018 годах. Использованы также данные опроса врачей, проведенного Независимым институтом социальной политики и Центром Юрия Левады в 2007 году. Респондентами выступали врачи, СМП и ММП, прочий персонал в наиболее распространенных типах медицинских организаций: центральных районных больницах, городских больницах и поликлиниках, областных больницах, станциях скорой помощи. Размеры выборки: в 2007 году — 623 врача в двух регионах, в 2009-м — 1598 медицинских работников в трех регионах, в 2011-м — 3100 в тридцати четырех, в 2013-м — 5623 в четырнадцати, в 2014-м — 2000 в четырех, в 2016-м — 1583 в трех, в 2018-м — 2326 в трех⁵. Опросы 2014, 2016 и 2018 годов проходили в Вологодской и Воронежской областях и в Москве, а опрос 2014 года охватывал кроме того еще Калужскую область. Проведение трех последних опросов в одних тех же регионах обеспечивает сравнимость данных в период внедрения эффективного контракта и повышение достоверности получаемых оценок. Инструментарий всех опросов разработан авторами статьи.

Данные опросов анализировались для целей настоящей работы преимущественно методами кросс-табуляционного анализа. Рассмотрим полученные результаты в соответствии с поставленными задачами исследования.

3. Масштабы внедрения эффективного контракта

Согласно отчетным данным Министерства здравоохранения России, в 2018 году эффективный контракт был заключен со 100% медицинских работников во всех субъектах РФ⁶.

Данные проведенных опросов заметно отличаются от официальных значений. В целом в трех обследованных регионах лишь 57% респондентов отметили, что в 2013–2018 годах в их трудовой

⁵ Более подробные характеристики выборок представлены в [Шишкин и др., 2008. С. 72–77; Шишкин, Темницкий, 2019. С. 7, 86; Shishkin, Temnitsky, 2017. P. 8, 9, 24].

⁶ Доклад об итогах работы Министерства здравоохранения Российской Федерации в 2018 году и задачах на 2019 год. М., 2019. С. 66. <https://www.rosminzdrav.ru/open/kollegiya-ministerstva-zdravoohraneniya-rossiyskoy-federatsii/materialy-kollegii-ministerstva-zdravoohraneniya-rossiyskoy-federatsii/kollegiya-ministerstva-zdravoohraneniya-rossiyskoy-federatsii-ob-itogah-raboty-ministerstva-v-2018-godu-i-zadachah-na-2019-god>.

договор вносились изменения, в том числе 53% подтвердили, что это было именно заключение эффективного контракта. При этом масштабы внедрения эффективного контракта заметно различаются по регионам. Если в Москве в 2018 году эффективный контракт был заключен с большинством всех категорий медицинских работников (среди врачей — с двумя третями), то в Вологодской области — с половиной врачей и с менее чем половиной среднего и младшего медицинского персонала, а в Воронежской области — с немногим более чем половиной врачей и только с 38% младшего медицинского персонала. Наибольшее отставание по числу заключенных контрактов наблюдается в районных больницах и на станциях скорой помощи. При этом в 2018 году по сравнению с 2016-м не было существенного прироста числа случаев заключения эффективного контракта (табл. 1). Обращает на себя внимание тот факт, что значительная часть медицинских работников (25–36%) затруднились дать ответ, заключали ли с ними эффективный контракт.

Т а б л и ц а 1

Факт заключения эффективного контракта в зависимости от региона среди всех категорий медицинских работников

Ответы	Результаты опроса (%)					
	2016			2018		
	Москва	Воронеж- ская область	Вологод- ская область	Москва	Воронеж- ская область	Вологод- ская область
Да	55	48	48	61	51	48
Нет	20	25	25	12	13	21
Затруднились ответить	25	27	27	27	36	31

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Сравнение данных этих опросов с официальными данными позволяет предположить, что заключение эффективного контракта со значительной частью медицинских работников либо было формальным актом, который они не заметили, либо вообще не имело места.

Изменения в трудовых соглашениях с медицинскими работниками в 2013–2018 годах не были единообразными: 57% респондентов (все, кто отметил такие изменения) указали на уточнение и конкретизацию должностных обязанностей, 54% — на установление показателей и критериев оценки эффективности деятельности для назначения стимулирующих выплат и 28% — на меры социальной поддержки.

Данные опросов свидетельствуют о наличии положительной корреляции между внесением указанных изменений в трудовые соглашения, размерами заработной платы, получаемой работниками, и их удовлетворенностью оплатой труда (табл. 2).

Т а б л и ц а 2

**Размеры зарплаты врачей и удовлетворенность получаемой зарплатой
в зависимости от показателей, внесенных в трудовой договор**

Показатели	2016		2018	
	Средний размер зарплаты (тыс. руб.)	Удовлетво- ренность размером зарплаты	Средний размер зарплаты (тыс. руб.)	Удовлетво- ренность размером зарплаты
<i>Уточнены и конкретизированы должностные обязанности</i>				
Да	38,8	2,5	61,8	3,6
Нет	33,9	2,1	55,1	2,9
<i>Указаны показатели и критерии оценки эффективности деятельности для назначения стимулирующих выплат</i>				
Да	39,6	2,6	62,6	3,6
Нет	33,5	2,1	53,3	2,9
<i>Конкретизированы меры социальной поддержки</i>				
Да	45,1	3,1	67,4	3,9
Нет	33,6	2,0	55,6	2,0

Примечание. Удовлетворенность размером зарплаты рассчитывалась как среднее значение оценки в шкале от 1 (минимум) до 5 (максимум).

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

4. Размеры заработной платы медицинских работников

Какими же были размеры заработной платы медиков в 2018 году по основному месту работы? Средние и медианные значения среднемесячной заработной платы, сообщенные респондентами, принадлежащими к разным категориям медицинского персонала, в обследованных регионах приведены в табл. 3. На рис. 1а, 1б и 1с представлены средние значения заработной платы респондентов, скорректированные на размер налога на доходы физических лиц (13%), в сравнении с данными Росстата о размерах средней заработной платы соответствующих категорий медицинского персонала в обследованных регионах⁷.

Полученные в опросе данные заметно меньше официальных данных, опубликованных Росстатом. Следует отметить, что выборка медицинских работников, участвующих в опросе, несколько смещена в пользу более квалифицированных врачей: доля врачей

⁷ Росстат. Итоги федерального статистического наблюдения в сфере оплаты труда отдельных категорий работников социальной сферы и науки за январь — сентябрь 2018 года. http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/trud/itog_monitor/itog-monitor05-18.html.

первой категории в выборке (22%) больше, чем в целом по стране по данным Росстата (11%), доли врачей высшей категории и второй категории примерно такие же, а доля врачей, не имеющих категории, — меньше (38 и 56% соответственно). Поэтому можно полагать, что полученные в опросе оценки не занижены за счет непропорционального представительства низкооплачиваемых медиков. Выявленные различия данных опроса и Росстата могут объясняться наличием элементов манипуляции с расчетом средних значений заработной платы, например путем формального перевода работников на неполную занятость при сохранении фактического времени работы с соответствующим виртуальным пересчетом зарплаты на полную ставку и т. п. Но данных для проверки этого объяснения недостаточно, поэтому мы ограничимся лишь констатацией факта существенных расхождений между оценками уровня получаемой зарплаты со стороны самих медиков и официальными отчетными показателями ее средних размеров.

Т а б л и ц а 3

**Размеры среднемесячной заработной платы по основному месту работы
за вычетом подоходного налога у различных категорий медицинских работников
обследованных регионов, сентябрь 2018 года**

Регионы/ категории (количество валидных ответов)	Среднее ^а (тыс. руб.)	Медиана (тыс. руб.)	Коэф- фициент вариации (%)	Дециль- ный коэф- фициент	Отношение к средней зарплате по региону ^б (%)	Доля медиков с превышением средней зарплаты по региону (%)
Москва						
Врачи (301)	100,3	100,0	32	2,5	168	14
СМП (176)	53,7	50,0	31	2,2	90	12
ММП (70)	40,3	33,0	51	3,5	68	9
Воронежская область						
Врачи (310)	35,3	35,0	32	2,1	152	5
СМП (171)	21,0	20,0	31	2,1	90	13
ММП (64)	18,3	18,5	28	2,1	78	8
Вологодская область						
Врачи (325)	41,9	40,0	32	2,1	157	7
СМП (172)	24,5	23,5	39	1,8	92	10
ММП (57)	14,5	13,0	32	1,8	54	0

^а Средний размер зарплаты, получаемой на руки. Формулировка вопроса: «Какова в текущем году Ваша среднемесячная зарплата по основному месту работы, полученная Вами после удержания налогов?»

^б Отношение к размеру среднемесячной начисленной заработной платы за январь — сентябрь 2018 года наемных работников в организациях, у индивидуальных предпринимателей и физических лиц, уменьшенной на размер налога на доходы физических лиц (13%).

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Одной из целей введения эффективного контракта являлось обеспечение соответствия оплаты труда работников качеству ока-

зания ими государственных (муниципальных) услуг. Это означает дифференциацию оплаты труда работников, выполняющих работы различной сложности. Имеет ли место такая дифференциация и каковы ее размеры?

Данные опроса показывают, что различия средних величин оплаты труда в разных типах медицинских организаций в каждом регионе невелики. Например, для врачей эти значения различаются в Москве на 12%, в Воронежской области — на 31%, а в Вологодской — всего на 3% (табл. 3). Как оценить эти раз-

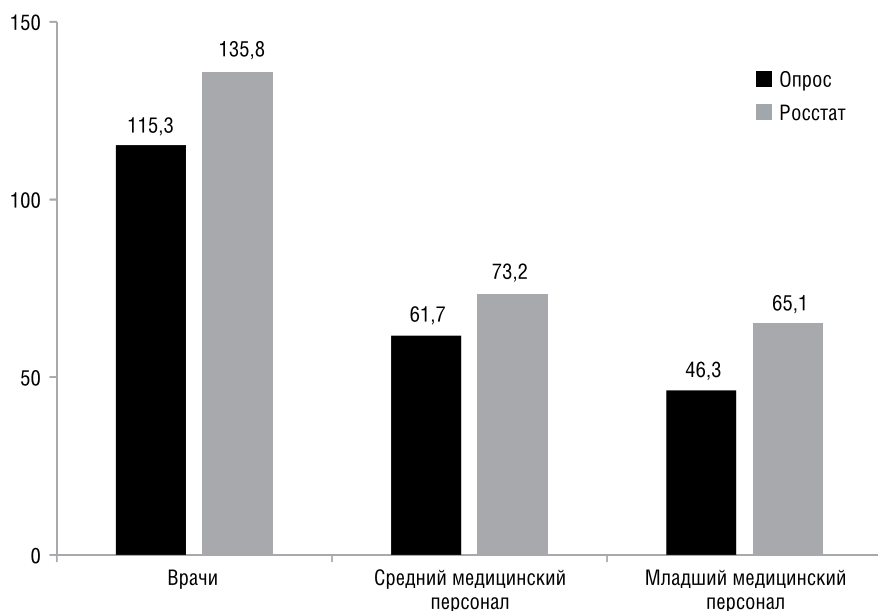


Рис. 1а. Среднемесячная заработная плата медицинских работников в Москве по данным опроса, сентябрь 2018 года, и Росстата, январь — сентябрь 2018 года (тыс. руб.)

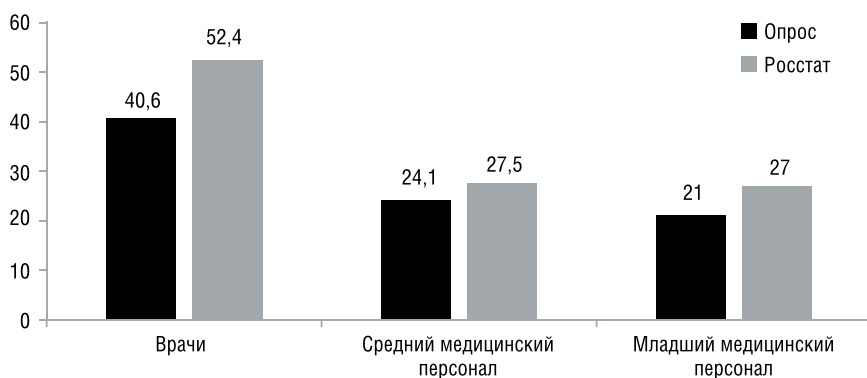


Рис. 1б. Среднемесячная заработная плата медицинских работников в Воронежской области по данным опроса, сентябрь 2018 года, и Росстата, январь — сентябрь 2018 года (тыс. руб.)

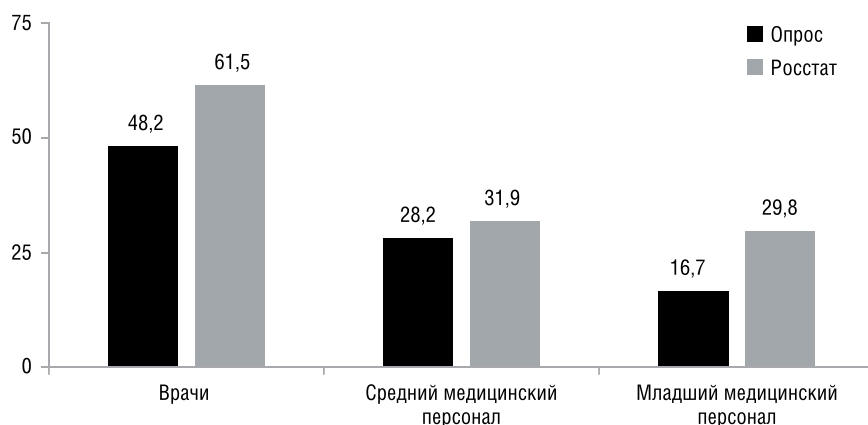


Рис. 1с. Среднемесячная заработная плата медицинских работников в Вологодской области по данным опроса, сентябрь 2018 года, и Росстата, январь — сентябрь 2018 года (тыс. руб.)

личия? Можно сделать следующее сравнение. При установлении тарифов на оплату медицинской помощи в системе обязательного медицинского страхования в настоящее время применяется коэффициент уровня оказания медицинской помощи для отражения разной сложности лечения заболеваний в разных типах медицинских организаций. Его границы определены в интервале 0,7–1,5⁸. Как видим, выявленные различия в средней заработной плате в разных типах медицинских организаций находятся в этих границах.

Но какие различия в уровне оплаты труда между отдельными работниками стоят за этими средними значениями? По данным опроса 2018 года, децильные коэффициенты⁹ размеров заработной платы врачей, среднего и младшего медицинского персонала, работающих в однотипных медицинских учреждениях, составляют от 2 до 3 в каждом из обследованных регионов. Соответствующие оценки для врачей представлены в табл. 4. Полученные оценки распределения размеров оплаты труда медицинских работников свидетельствуют о наличии умеренной ее дифференциации. А при сравнении этих значений с децильными коэффициентами, рассчитанными по данным опроса 2014 года, выясняется, что дифференциация размеров оплаты труда врачей даже несколько сократилась к концу периода введения эффективного контракта в большей части обследованных организаций (табл. 5). Таким об-

⁸ Методические рекомендации по способам оплаты медицинской помощи за счет средств обязательного медицинского страхования. Направлены в субъекты Российской Федерации совместным письмом Министерства здравоохранения Российской Федерации и Федерального фонда обязательного медицинского страхования от 12.12.2019 № 11-7/И/2-11779, 17033/26-2/и. С. 15. <http://base.garant.ru/73225469/>.

⁹ Децильный коэффициент указывает на соотношение 10% наиболее оплачиваемых медицинских работников учреждения к 10% наименее оплачиваемых.

разом, данные опросов не подтверждают получившего распространение в СМИ мнения о том, что за средними показателями заработной платы медиков скрываются очень большие различия в размерах получаемой зарплаты.

Т а б л и ц а 4

**Размеры заработной платы врачей
различных типов медицинских учреждений обследованных регионов**

Регионы/категории (количество валидных ответов)	Статистики			
	среднее (тыс. руб.)	медиана (тыс. руб.)	коэффициент вариации (%)	децильный коэффициент
<i>Москва</i>				
Городская больница (153)	94,7	90,0	34	2,3
Поликлиника (135)	107,4	102,0	27	2,1
<i>Воронежская область</i>				
Областная больница (54)	46,0	45,0	26	1,7
Городская больница (33)	36,7	40,0	38	2,8
Поликлиника (173)	31,7	30,0	26	1,7
Районная больница (42)	33,4	34,0	31	2,8
<i>Вологодская область</i>				
Областная больница (50)	41,3	38,5	43	3,2
Городская больница (50)	42,1	40,0	33	2,5
Поликлиника (176)	42,1	40,0	25	2,0
Районная больница (99)	40,0	35,0	43	3,3

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Т а б л и ц а 5

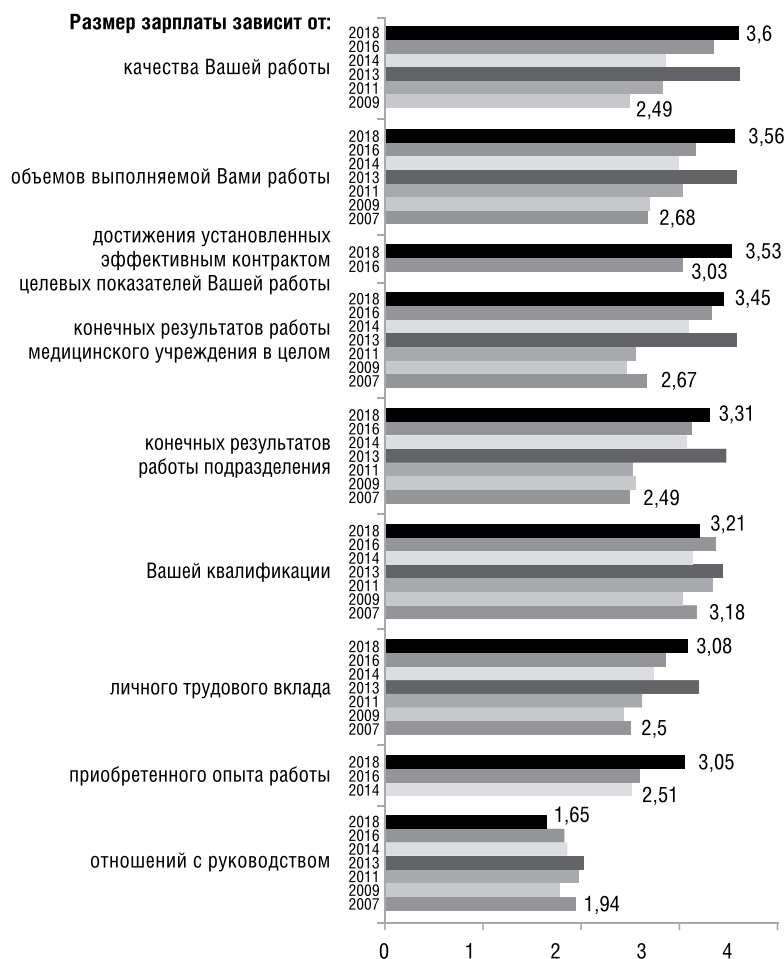
**Соотношение размеров заработной платы врачей
по децильным коэффициентам**

Регионы / типы медицинских организаций (количество валидных ответов)	Год проведения опроса	
	2014	2018
<i>Москва</i>		
Городская больница (117)	3,0	2,3
Поликлиника (120)	2,4	2,1
<i>Воронежская область</i>		
Областная больница (65)	2,3	1,7
Городская больница (46)	2,8	2,8
Поликлиника (44)	1,6	1,7
Районная больница (76)	1,9	2,8
<i>Вологодская область</i>		
Областная больница (38)	3,1	3,2
Городская больница (44)	3,1	2,5
Поликлиника (89)	2,3	2,0
Районная больница (56)	3,3	3,3

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

5. Изменения в определяющих факторах размера заработной платы

Среди целей введения эффективного контракта особое место отводилось установлению оплаты труда в зависимости от качества оказываемых государственных (муниципальных) услуг (выполняемых работ) и эффективности деятельности работников по заданным критериям и показателям. О достижении этой цели можно судить по динамике оценок медиками, в какой степени их зарплата зависит от ряда факторов. Среди них были выделены факторы, непосредственно связанные с выполняемой работой, характеризую-



Примечание. Представлены средние значения оценок в шкале от 1 (минимум) до 5 (максимум).

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Рис. 2. Динамика оценок врачами зависимости размера заработной платы от различных факторов трудовой ситуации

щие личные трудовые усилия работника: достигнутая квалификация, качество работы, количество принятых пациентов или объем выполняемой работы, оценка личного трудового вклада в целом, а также внешние факторы по отношению к трудовым усилиям работника: результаты работы подразделения, учреждения в целом, отношение руководителя. Динамика таких оценок, которые давали врачи в период с 2007 года по 2018-й, представлена на рис. 2.

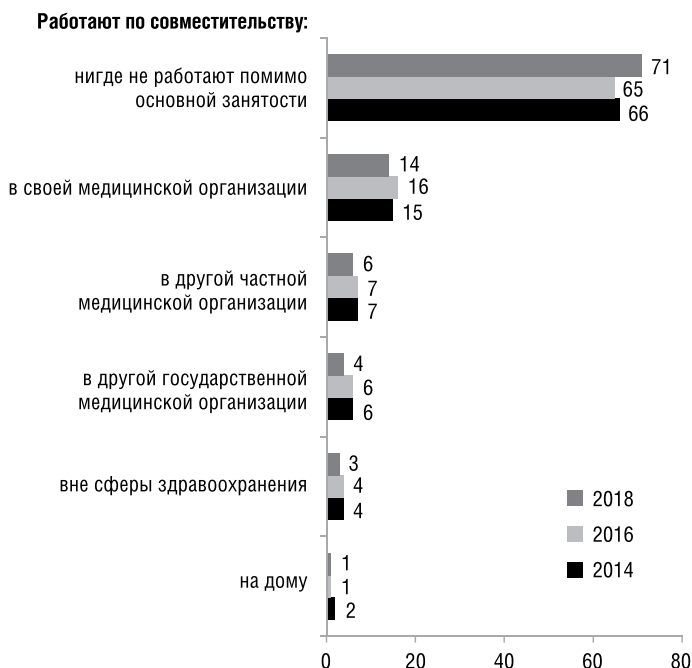
Согласно полученным оценкам, в 2007–2011 годах, до начала внедрения эффективного контракта, первым по значимости фактором, воздействующим на размер зарплаты врача, выступала его квалификация. В период введения эффективного контракта вплоть до 2018 года усиливалось влияние на размер зарплаты таких факторов, как объемы, качество работы врача и конечные результаты работы медицинского учреждения и соответствующего подразделения. В 2018-м оценки роли этих факторов, а также установленных эффективным контрактом целевых показателей превысили оценку роли квалификации.

При введении эффективного контракта часто высказывалось мнение, что это приведет к усилению зависимости зарплаты работников от субъективных оценок руководства учреждений. Согласно оценкам медиков, эти ожидания не оправдались: роль отношений с руководством в формировании размера зарплаты снижалась и в 2018 году оказалась минимальной за всё время наблюдений.

Таким образом, введение эффективного контракта привело к частичному замещению консервативных по содержанию факторов (квалификация и отношения с руководством), определяющих размер заработной платы, новыми, динамичными по содержанию факторами (объемы и результаты работы врача, подразделения, учреждения в целом).

6. Вторичная занятость медицинских работников

Достижение такой цели введения эффективного контракта, как повышение престижности и привлекательности работы в государственных и муниципальных учреждениях, предполагает снижение заинтересованности в дополнительно оплачиваемой работе помимо основного места работы. По данным опросов 2014 и 2016 годов, примерно две трети медицинских работников были заняты только на основной работе, а в 2018-м их доля возросла до 71%. Те же, кто вовлечен в дополнительную работу, чаще всего работают в своей медицинской организации (рис. 3). Таким образом, в результате внедрения эффективного контракта вторичная занятость медицинских работников немного уменьшилась.



Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Рис. 3. Вторичная занятость медицинских работников в зависимости от года опроса (% от числа ответов)

7. Изменения в условиях труда медицинских работников

Для медицинских работников установлена сокращенная продолжительность рабочего времени — не более 39 часов в неделю¹⁰. Фактическая продолжительность рабочего времени врачей включает не только время на основной работе, но и дежурства, задержки на работе, внутреннее совместительство, замещение и т. п. Рассмотрим динамику изменений в продолжительности рабочего времени на примере врачей (табл. 6).

По средним значениям различия в продолжительности рабочего времени в разные годы наблюдений не являются существенными. С определенной осторожностью можно утверждать о позитивной динамике снижения времени переработок. Но модальной группой всё еще остаются медики с продолжительностью рабочего времени более 42 часов в неделю.

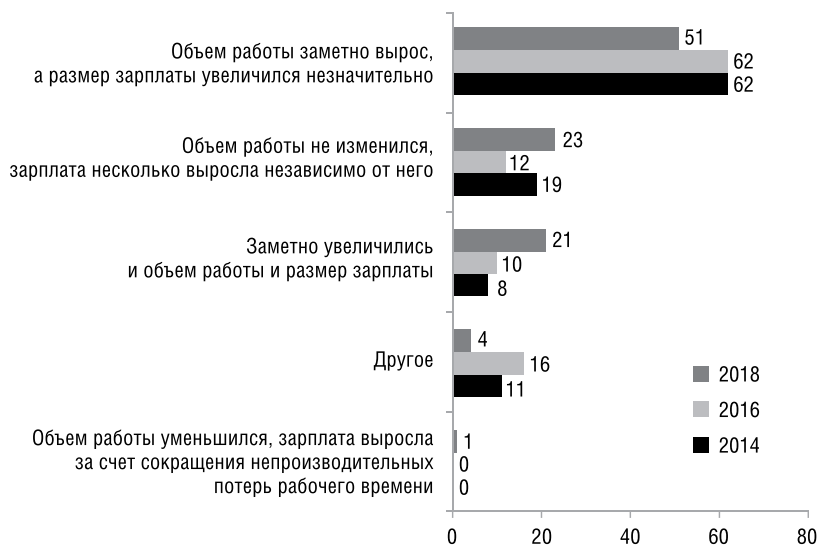
Большинство участников опросов отмечали увеличение объемов выполняемой ими работы. При этом в течение всего периода введения эффективного контракта модальным ответом было указание на заметный рост объема работы при незначительном увеличении

¹⁰ Трудовой кодекс Российской Федерации, ст. 350.

Т а б л и ц а 6

Год опроса	В среднем часов в неделю	Группы по продолжительности рабочего времени в неделю (%)		
		до 35 часов	36–41 часов	42 и более часов
2009	51,9	9	33	58
2013	46,8	8	33	59
2014	47,8	9	30	61
2016	45,9	9	38	53
2018	47,0	6	41	53

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].



Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

Рис. 4. Оценки изменений в соотношении объема работы и размера зарплаты (% от общего числа опрошенных медицинских работников)

размера зарплаты. Однако в 2018 году произошел перелом этой тенденции. В два раза возросла доля тех, кто отмечает одновременный рост и объема работы, и размера зарплаты (рис. 4). Причем такую оценку чаще дают те, в чей трудовой договор были внесены показатели для начисления стимулирующих выплат.

8. Сокращения медицинского персонала и их влияние на отношение к труду

Одним из наиболее заметных процессов, связанных с введением эффективного контракта, стало сокращение медицинского персонала, получившее в ряде случаев, например в Москве в 2014 году,

большой резонанс. Как сами медики оценивают происходившие сокращения и какое влияние они оказали на их отношение к труду? Рассмотрим эти и другие вопросы на материалах исследований 2014, 2016 и 2018 годов.

В 2014 году 16% респондентов указали, что в их медицинских учреждениях в течение последнего года происходило сокращение персонала с целью нахождения средств для повышения оплаты труда. В 2016-м их доля выросла до 20%, но в 2018-м снизилась до 13%. При этом значительная часть респондентов (27–30%) затруднялись ответить на этот вопрос. Преобладающая часть медицинских работников указывали, что никаких сокращений не было. Таким образом, сокращение персонала как источник средств для требуемого повышения зарплаты медицинским работникам применялось на практике в меньшей части медицинских учреждений. При этом указанный процесс был нелинейным для разных типов медицинских учреждений.

В 2014 году, судя по оценкам респондентов, чаще всего о сокращении персонала говорили работники областных и городских больниц для взрослых (30 и 20% соответственно), а реже всего — поликлиник и станций скорой медицинской помощи. В 2016-м на сокращения персонала намного чаще указывали уже работники центральных районных больниц и районных больниц (60 и 40% соответственно). В 2018-м произошло заметное снижение указаний на сокращение персонала в центральных районных и районных больницах (до 23 и 15% соответственно) и частота сообщений о сокращении медицинского персонала в разных типах медицинских учреждений стала выравниваться.

Динамика сокращений различалась по регионам (табл. 7). В Москве в 2014 и 2016 годах примерно одинаковые доли респондентов отметили сокращения персонала, а в 2018-м их число заметно

Т а б л и ц а 7

**Доля медицинских работников, указавших на сокращение персонала
в медицинских учреждениях в зависимости от региональной принадлежности**
(% по каждому обследованному региону)

Регионы	Происходило ли в течение последнего года в Вашей организации сокращение персонала?								
	2014			2016			2018		
	да	нет	затрудняюсь ответить	да	нет	затрудняюсь ответить	да	нет	затрудняюсь ответить
Москва	25	41	34	23	40	37	15	58	27
Воронежская область	5	72	23	21	55	24	10	65	25
Вологодская область	11	63	26	15	55	30	16	53	31

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

уменьшилось (с 23% в 2016 году до 13%). В Воронежской области доля респондентов, указавших на сокращения, за 2014–2016 годы увеличилась с 5 до 21%, а в 2018-м снизилась в два раза (до 10%). В отличие от этих двух регионов в Вологодской области доля отметивших сокращение персонала постепенно увеличивалась (с 11% в 2014 году до 16% в 2018-м).

По данным кадровых опросов не выявлены признаки воздействия проведенных сокращений на рост трудовой отдачи и улучшение отношения к труду врачей и среднего медицинского персонала. О таком влиянии можно говорить лишь применительно к младшему медицинскому персоналу. Среди тех его представителей, кто отмечал факты сокращения персонала в организации, в три раза чаще выражается готовность работать гораздо лучше. Впрочем, у тех, кто затруднился с ответом, она еще выше (табл. 8).

Т а б л и ц а 8

**Оценка готовности работать лучше в зависимости
от происходившего сокращения персонала (%)**

Станете Вы работать больше и лучше, если Вам повысят оплату труда, увязав ее с личным трудовым вкладом?	Должностная категория								
	врачи			СМП			ММП		
	Происходило ли в течение последнего года в Вашей организации сокращение персонала?								
	да	нет	затруд- няюсь ответить	да	нет	затруд- няюсь ответить	да	нет	затруд- няюсь ответить
Нет, так как сейчас работаю на высоком уровне качества и результативности	62	70	61	66	75	68	52	64	47
Да, мог бы работать несколько лучше, чем сейчас	28	22	29	25	15	23	33	31	28
Да, мог бы работать гораздо лучше, чем сейчас	10	8	10	9	10	9	15	5	26

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

9. Изменения в трудовой мотивации медицинских работников

Среди различных исследовательских подходов к анализу мотивации трудовой деятельности более продуктивными представляются те из них, которые ориентируют на раскрытие актуальных побуждений, стремлений и готовности к качественному выполнению работы в повседневной трудовой деятельности, а не обращены к выявлению идеальных представлений о хорошей работе, позитивных стимулов к труду или оценок удовлетворенности трудом.

Это объясняется прежде всего преобладающим влиянием сегодняшних реалий на отношение медицинских работников к трудовой деятельности, их фактического положения в обществе, сфере здравоохранения, медицинской организации и возможностей его улучшения не в отдаленной перспективе, а в ближайшие годы.

Руководствуясь такой методологической установкой, в качестве инструмента анализа реальной трудовой мотивации мы использовали анкетный вопрос «Какие мотивы труда, на Ваш взгляд, сегодня являются определяющими для работников системы здравоохранения?». Для ответа респондентам предлагалось выбрать три наиболее значимых мотива из предложенного перечня. Полученные ответы позволяют рассчитать оценки сравнительной значимости мотивов к труду и сформировать их иерархию. Сравнение соответствующих результатов каждого из проведенных в 2007–2018 годах опросов свидетельствует о достаточно устойчивой иерархии мотивов медицинских работников к трудовой деятельности. Наиболее наглядно она воспроизводится по ответам врачей (табл. 9).

Т а б л и ц а 9

Иерархия мотивов врачей к трудовой деятельности в динамике, 2007–2018 годы

Определяющие мотивы	Годы опроса					
	2007	2009	2011	2014	2016	2018
Возможность заработать деньги на жизнь	1	1	3	3	2	2
Профессиональный интерес	2	2	1	1	1	1
Сострадание и помощь больному	3	3	2	2	3	4
Возможность при необходимости помочь близким, друзьям, себе в сохранении здоровья	4	4	4	4	4	5
Гарантия занятости	5	5	6	5	5	3
Профессиональный рост	6	6	5	6	6	6
Невозможность устроиться в регионе на другую оплачиваемую работу по медицинской специальности	9	7	9	8	7	9
Уважение, поддержка семьи и близких друзей	7	8	7	7	8	8
Возможность сделать карьеру	8	9	10	9	9	7
Возможность завоевать уважение коллег	10	10	8	10	11	11
Расширение возможностей для общения с людьми	11	11	11	11	10	10
Количество ответивших	621	791	2399	945	772	1097

Примечание. Приведены ранги значимости, рассчитанные на основе модальных ответов врачей; 1 соответствует максимальной значимости, 11 — минимальной.

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

На протяжении почти всего рассматриваемого периода тройку наиболее значимых определяющих мотивов к труду составляли деньги, возможность их заработать в сложившихся условиях, про-

фессионализм (профессиональный интерес к работе) и альтруизм (сострадание и помощь больному). Во все годы опросов рассчитанные оценки значимости этих мотивов были близкими друг другу, и изменения в разные годы в порядке первых трех мест не имеют решающего значения, так как различия между этими оценками не являются статистически значимыми. Но в 2018 году по сравнению с предыдущими годами существенно возросла роль мотива гарантированной занятости, который занял третье место в иерархии значимости мотивов. Его возвышение может быть связано как с возросшим страхом потерять работу, так и с повышением ее ценности при условии более высокой оплаты и комфортности условий труда.

В результате анализа выяснилось, что средний размер зарплаты медицинских работников, указавших на актуальность гарантий занятости, существенно ниже, чем у тех, для кого он не значим, а по уровню удовлетворенности условиями труда они не различаются. Боятся потерять работу чаще других категорий представители младшего медицинского персонала (среди них этот мотив выделили 46%) и прочего персонала (48%) — при средней для всех респондентов частоте его выбора 34%.

Выявленная иерархия определяющих мотивов к труду является достаточно устойчивой по отношению к региону и типу медицинских организаций, в которых заняты медицинские работники. Исключением являются работники станций скорой помощи, которые на первые места ставят возможность заработать деньги на жизнь и гарантии занятости и только потом профессиональный интерес. Некоторые различия в выявленной иерархии мотивов имеют место для разных категорий медицинского персонала. Мотив профессионального интереса у среднего медицинского персонала почти в два раза уступает по значимости не только возможности заработать деньги на жизнь и гарантии занятости, но и мотиву сострадания и помощи больному. Представители среднего медицинского персонала в отличие от других категорий в большей мере выделяют мотив возможности при необходимости помочь близким и друзьям.

Полученные оценки позволяют сделать вывод, что внедрение эффективного контракта привело к усилению роли мотива гарантированной занятости, но иных существенных изменений в иерархии мотивов медицинских работников к труду не произошло.

10. Оценки медицинскими работниками результатов внедрения эффективного контракта

В рассматриваемый период произошло последовательное увеличение удовлетворенности медицинских работников всеми сторонами их труда, за исключением удовлетворенности отноше-

ями с пациентами (табл. 10). Наиболее заметным является скачкообразный рост удовлетворенности размером заработной платы, произошедший в 2018 году, что вполне очевидно объясняется значительным увеличением размеров оплаты труда на финише реализации Программы поэтапного совершенствования системы оплаты труда. Но при этом 27% респондентов были недовольны размером своего заработка.

Т а б л и ц а 10

**Иерархия удовлетворенности различными сторонами труда
медицинских работников по годам опроса**

Стороны труда	Годы опроса			
	2013	2014	2016	2018
Отношения с коллегами	4,53	4,55	4,60	4,63
Отношения с руководством	4,28	4,25	4,30	4,38
Отношения с пациентами	4,00	4,10	4,09	4,02
Содержание работы	3,84	3,92	3,99	4,05
Условия для повышения квалификации	3,76	3,70	3,84	3,95
Организация труда и рабочего места	3,64	3,52	3,61	3,85
Объем выполняемой работы	3,44	3,47	3,45	3,86
Размер заработка	2,74	2,16	2,45	3,26

Примечание. Представлены средние значения оценок в шкале от 1 (минимум) до 5 (максимум).

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

В ходе опросов, проведенных в 2016 и 2018 годах, респондентов просили оценить результативность внедрения эффективного контракта не только с точки зрения условий труда и оплаты медицинских работников, но и более широко — оценить возможности улучшения обслуживания населения в связи с происходящими изменениями в системе оплаты труда. С этой целью респондентам была задана серия вопросов об оценках отдельных результатов проведенной реформы оплаты труда — от повышения зарплаток медицинских работников до роста качества медицинской помощи населению (табл. 11). В исследовании 2016 года формулировка вопроса была направлена на выявление позитивных ожиданий медицинских работников по отношению к возможным результатам. В 2018-м респондентам было предложено оценить уже достигнутые результаты.

В предложенном списке возможных результатов внедрения эффективного контракта присутствуют весьма различные характеристики, отражающие и «внешние» эффекты (качество медицинской помощи) и «внутренние», причем как на уровне конкретного учреждения (трудовая дисциплина), так и на уровне отрасли в целом (прозрачность оплаты труда).

Т а б л и ц а 11

**Соотношение ожиданий и результатов внедрения эффективного контракта
в оценках медицинских работников** (доли респондентов,
полностью согласных с соответствующим утверждением, %)

Результат внедрения эффективного контракта	2016	2018	Разница в ответах
	удастся	удалось	
Повышение качества медицинской помощи населению	36	14	22
Повышение эффективности работы каждого медицинского работника	44	14	30
Укрепление трудовой дисциплины в медицинской организации	45	19	26
Повышение прозрачности правил оплаты труда медицинским работникам	47	23	24
Повышение справедливости оплаты труда медицинским работникам	49	18	31
Предотвращение оттока медицинских кадров в другие медицинские организации	43	13	30
Проведение оптимизации кадров медицинской организации	29	11	18
Повышение заработной платы медицинским работникам	52	17	35

Источник: [Шишкин, Темницкий, 2019].

В оценках врачей самый высокий балл результативности получили установленные благодаря эффективному контракту прозрачные правила оплаты труда. Представители среднего и младшего медицинского персонала на первое место поставили результаты укрепления трудовой дисциплины. И то и другое указывает на достижение результатов инструментального характера.

Повышение заработной платы и эффективности работы каждого медицинского работника заняли четвертое и пятое места в иерархии достигнутых результатов. Еще ниже оказались показатели, связанные с повышением качества медицинской помощи населению. Таким образом, результаты, связанные с качеством и эффективностью, уступают инструментальным результатам. По нашему мнению, это указывает на незавершенность внедрения эффективного контракта в медицинских организациях. На последних местах были показатели результативности, связанные с оптимизацией кадровой ситуации в здравоохранении.

Отмечая позитивные результаты внедрения эффективного контракта, медицинские работники в 2018 году намного более сдержанно оценивали достигнутые результаты по сравнению с позитивными ожиданиями в 2016-м. Доля полностью согласных с наличием достижений в реализации разных составляющих реформы в два и более раза уступает доли предполагавших в 2016-м возможность их достижения. Менее всего оправдались ожидания, связанные с повышением заработной платы, ее справедливостью, а также с повышением эффективности работы каждого

медицинского работника. В большей мере оправдались ожидания в отношении «внешних» эффектов (качество медицинской помощи, оптимизация кадров).

Заключение

Проведенное исследование позволяет сделать следующие выводы.

1. Результаты реализации в сфере здравоохранения Программы поэтапного совершенствования системы оплаты труда в государственных (муниципальных) учреждениях на 2012–2018 годы, или, другими словами, результаты внедрения эффективного контракта с медицинскими работниками, не исчерпываются отчетами об увеличении усредненных показателей уровня оплаты их труда до целевых значений, установленных в Указе Президента Российской Федерации от 7.05.2012 № 597, хотя полученные в ходе опроса осенью 2018 года данные о фактической зарплате медиков заставляют сомневаться в достоверности соответствующих официальных данных.

2. Анализ данных, полученных в серии опросов медицинских работников в 2007–2018 годах, позволяет выделить следующие результаты внедрения эффективного контракта, помимо роста заработной платы:

- изменение роли факторов, определяющих размер заработной платы медиков, в пользу объема и качества выполняемой работы;
- уменьшение вторичной занятости медицинских работников;
- увеличение объемов выполняемой работы;
- повышение роли мотива гарантированной занятости в иерархии мотивов к труду;
- рост удовлетворенности определяющими сторонами труда (размером заработной платы, условиями для повышения квалификации, правилами вознаграждения за высокие результаты труда).

Эти изменения соответствуют целям введения эффективного контракта и свидетельствуют, что система оплаты труда, именуемая эффективным контрактом, оказала позитивное влияние на трудовую мотивацию персонала медицинских учреждений. Но прогресс в реализации целей программы следует признать весьма скромным. Обескураживающим результатом стало то, что заключение эффективного контракта замечено лишь половиной медиков. Для остальных всё свелось лишь к повышению оплаты труда, причем многие остались неудовлетворены его размерами.

3. Выявленные результаты внедрения эффективного контракта в 2012–2018 годах дают основания для вывода о серьезных изъянах в управлении этим процессом. Умеренность в оценках самими медиками результатов внедрения эффективного контракта и его «невидимость» для половины респондентов, как и недовольство части медиков размерами заработной платы, являются следствиями концентрации внимания всей вертикали органов управления на достижении целевых показателей усредненных размеров заработной платы выделенных категорий медицинского персонала при практически полной децентрализации решений об изменении содержания контрактов с работниками медицинских учреждений и очень слабом контроле со стороны федеральных и региональных органов других изменений в условиях оплаты труда и трудовой мотивации.

Еще раз напомним, что правительство планирует внедрить в 2020–2024 годах новую отраслевую систему оплаты труда медицинских работников, в которой будут применены единые для всей страны подходы к установлению ряда параметров заработной платы. Важно, чтобы уроки, извлекаемые из введения эффективного контракта, не исчерпывались увеличением числа контролируемых в централизованном порядке количественных параметров заработной платы. Для того чтобы нововведения в системе оплаты труда приводили к существенному усилению трудовой мотивации, происходящие изменения должны выступать предметом систематического мониторинга, оценивания и корректировки.

Литература

1. Брынза Н. С., Грозная А. Р. Исследование системы трудовой мотивации врачей и среднего медицинского персонала ООО «Поликлиника консультативно-диагностическая им. Е. М. Нигинского» // Университетская медицина Урала. 2016. № 2. С. 8–11.
2. Долженкова Ю. В., Полевая М. В., Руденко Г. Г. Новая система оплаты труда в бюджетном здравоохранении: анализ практики и проблемы внедрения // Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины. 2019. Т. 27. № 4. С. 452–458.
3. Донцов В. Г. Дифференциация заработной платы медицинских работников для формирования мотиваций к полезному труду // Научные ведомости Белгородского государственного университета. Серия «Медицина, фармация». 2014. № 11(182). С. 181–185.
4. Еникеев О. А., Еникеева С. А. Отдельные проблемы внедрения эффективного контракта в здравоохранении // Правовое государство: теория и практика. 2018. Т. 2. № 52. С. 169–175.
5. Золотовицкая Н. Г., Попович Л. Д., Светличная С. В. Оценки эффективного контракта в здравоохранении глазами медицинских работников. Итоги социологического опроса. М., 2016. <https://health-economics.hse.ru/data/2016/07/27/1118870677/опрос%20по%20эффективному%20контракту.pdf>.
6. Кадыров Ф. Н. Мифы эффективного контракта // Менеджер здравоохранения. 2015. № 6. С. 57–69.

7. Калабина Е. Г. Политика стимулирующей оплаты труда в бюджетных медицинских учреждениях // Вестник Омского университета. Серия «Экономика». 2016. № 1. С. 120–128.
8. Козеева Т. Р., Коновалова В. Г. Внедрение эффективных контрактов в организациях здравоохранения: проблемы и условия их преодоления // Вестник университета. 2016. № 11. С. 201–204.
9. Кузьминов Я. И. Академическое сообщество и академические контракты // Контракты в академическом мире / Под ред. М. Юдкевич. М.: ИД НИУ ВШЭ, 2011. С. 13–30.
10. Кучиц С. С., Гриднев О. В., Песенникова Е. В., Гадаборшев М. И., Вартамян Э. А. Особенности трудовой мотивации сотрудников государственных медицинских учреждений // Проблемы социальной гигиены, здравоохранения и истории медицины. 2018. Т. 26. № 6. С. 452–456.
11. Лапина Т. А., Зательмаер Е. И. Организационно-методические основы внедрения эффективного контракта в бюджетных учреждениях здравоохранения // Вестник Омского университета. Серия «Экономика». 2015. № 4. С. 143–148.
12. Михалкина Е. В., Андрейченко Н. В. Эффективный контракт как институциональная форма реализации социально-трудовых отношений в учреждениях здравоохранения: ожидания и реальность // Государственное и муниципальное управление. Ученые записки. 2017. Т. № 1. С. 39–47.
13. Пантелеева В. А., Кожемяко О. В. Опыт внедрения эффективного контракта на примере краевого бюджетного учреждения здравоохранения «Краевая станция переливания крови» Министерства здравоохранения Хабаровского края // Постулат. 2018. № 2.
14. Романчук И. Г. Оплата труда и мотивация медицинского персонала в условиях перехода на эффективный контракт // Управленческое консультирование. 2014. № 10. С. 95–101.
15. Сахно Н. Н. Эффективный контракт в медицинском учреждении // Главврач. 2019. № 5. С. 32–34.
16. Сочнева Е. Н., Колыгаева Г. С. Проблемы регулирования системы оплаты труда в здравоохранении посредством эффективного контракта // Постулат. 2017. № 6.
17. Стародубов В. И., Кадыров Ф. Н. Эффективный контракт в здравоохранении: возможности и риски // Менеджер здравоохранения. 2013. № 3. С. 6–15.
18. Темницкий А. Л. Изменения в мотивации труда врачей в условиях внедрения эффективного контракта // Социологические исследования. 2018. № 4. С. 90–102.
19. Чирикова А. Е., Шишкин С. В. Эффективный контракт и мотивация: способны ли реформы улучшить работу российских врачей? // Социологические исследования. 2019. № 5. С. 36–44.
20. Шишкин С. В., Темницкий А. Л. Результативность введения эффективного контракта с медицинскими работниками. НИУ ВШЭ. Серия WP8 Государственное и муниципальное управление. Препринт WP8/2019/02. 2019.
21. Шишкин С. В., Темницкий А. Л., Чирикова А. Е. Стратегия перехода к эффективному контракту и особенности трудовой мотивации медицинских работников // Экономическая политика. 2013. Т. 8. № 4. С. 27–53.
22. Шишкин С. В., Темницкий А. Л., Чирикова А. Е. Трудовая мотивация российских врачей и влияние на нее национального проекта // Российское здравоохранение: мотивация врачей и общественная доступность / Под ред. С. В. Шишкина. М.: Независимый институт социальной политики, 2008. С. 69–228.
23. Эффективный контракт для профессионалов социальной сферы: тренды, потенциал, решения. Экспертный доклад / Под ред. Я. И. Кузьминова, С. А. Поповой, Л. И. Якобсона. М.: ИД НИУ ВШЭ, 2017.
24. Shishkin S., Temnitsky A. From Salary to the Performance-Based Remuneration of Russian Physicians: How Motivation at Work Is Changing. Higher School of Economics. Working Papers Series: Public and Social Policy. WP BRP 08/PSP/2017. 2017.

Sergey V. SHISHKIN, Dr. Sci. (Econ.). Centre for Health Policy, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: shishkin@hse.ru

Aleksandr L. TEMNITSKY, Cand. Sci. (Sociol.). Moscow State Institute of International Relations (76, Vernadskogo pr., Moscow, 119454, Russian Federation).

E-mail: taleksandr@list.ru

The Outcomes of Introducing the Effective Contract with Medical Staff

Abstract

The paper presents the results of a study of changes in the salary schemes and working conditions of medical staff, their labor motivation and the compliance of these changes with the objectives of the so-called “effective”, performance-based, contract being introduced. The data from a set of surveys of employees at public medical facilities in 2009–2018 served as the empirical base of the study. It is shown that the introduction of the effective contract had changed the role of factors determining the salary of medical workers. Whereas earlier qualification had been the leading factor, afterwards it was the volume and quality of the work performed as well as the outcomes of a given medical institution or unit. Most doctors had increased the amount of work they do, and the secondary employment of medical staff had slightly been reduced. Survey data indicate quite a stable hierarchy of labor motives among medical workers, the leading ones being earning money, professional interest in work, and altruism. In 2018, the role of the guaranteed employment motive was elevated. Among the positive changes are an increase in the satisfaction of medical workers with the salary, conditions for advanced training, and rules of remuneration. The identified outcomes are generally consistent with the objectives of introducing the effective contract, and they allow one to argue that the new salary scheme has had a positive impact on the labor motivation of medical staff. However, the conclusion of an effective contract was noted by only half of respondents. For the rest, it all boiled down to an increase in salary. These results indicate serious failures in the administration of this reform.

Keywords: effective contract, salary scheme, labor motivation, medical workers, health care.

JEL: I18, J38.

References

1. Brynza N. S., Groznaya A. R. Issledovanie sistemy trudovoy motivatsii vrachey i srednego meditsinskogo personala OOO “Poliklinika konsultativno-dagnosticheskaya im. E. M. Niginskogo” [Study of the System of Labor Motivation of Doctors and Paramedical Personnel of the Polyclinic Consultative and Diagnostic Named After E. M. Niginsky]. *Universitetskaya meditsina Urala* [University Medicine of the Urals], 2016, no. 2, pp. 8-11.
2. Dolzhenkova Yu. V., Polevaya M. V., Rudenko G. G. Novaya sistema oplaty truda v byudzhetnom zdravookhranении: analiz praktiki i problemy vnedreniya [The New System of Remuneration of Labor in Budget Health Care: Analysis of Practice and Problems of Imple-

- mentation]. *Problemy sotsial'noy gigieny, zdavookhraneniya i istorii meditsiny* [Problems of Social Hygiene, Public Health and History of Medicine], 2019, vol. 27, no. 4, pp. 452-458.
3. Dontsov V. G. Differentsiatsiya zarabotnoy platy meditsinskikh rabotnikov dlya formirovaniya motivatsii k poleznomu trudu [Differentiation of the Salary of Medical Workers for Formations of Motivations to Useful Work]. *Nauchnye vedomosti Belgorodskogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya "Meditsina, farmatsiya"* [Scientific Bulletins of Belgorod State University. Series: Medicine. Pharmacia], 2014, no. 11(182), pp. 181-185.
 4. Enikeev O. A., Enikeeva S. A. Otdel'nye problemy vnedreniya effektivnogo kontrakta v zdavookhraneni [Some Problems of Introducing Performance-Based Contracts of Employment into Health Care]. *Pravovoe gosudarstvo: teoriya i praktika* [The Rule-of-Law State: Theory and Practice], 2018, vol. 2, no. 52, pp. 169-175.
 5. Zolotovitskaya N. G., Popovich L. D., Svetlichnaya S. V. Otsenki effektivnogo kontrakta v zdavookhraneni glazami meditsinskikh rabotnikov. Itogi sotsiologicheskogo oprosa [Evaluating the Effective Contract in Health Care Through the Eyes of Medical Professionals. The Results of a Sociological Survey]. Moscow, 2016. <https://health-economics.hse.ru/data/2016/07/27/1118870677/opros%20po%20effektivnomu%20kontraktu.pdf>.
 6. Kadyrov F. N. Mify effektivnogo kontrakta [Myths Around an Effective Contract]. *Menedzher zdavookhraneniya* [Manager of Health Care], 2015, no. 6, pp. 57-69.
 7. Kalabina E. G. Politika stimuliruyushchey oplaty truda v byudzhetykh meditsinskikh uchrezhdeniyakh [Policy of the Stimulating Compensation in the Budgetary Medical Institutions]. *Vestnik Omskogo universiteta. Seriya "Ekonomika"* [Herald of Omsk University. Series "Economics"], 2016, no. 1, pp. 120-128.
 8. Kozeeva T. R., Konovalova V. G. Vnedrenie effektivnykh kontraktov v organizatsiyakh zdavookhraneniya: problemy i usloviya ikh preodoleniya [Implementation of Effective Contracts in Health Organization: Problems and Their Conditions for Overcoming]. *Vestnik universiteta*, 2016, no. 11, pp. 201-204.
 9. Kuzminov Ya. I. Akademicheskoe soobshchestvo i akademicheskie kontrakty [Academic Community and Academic Contracts]. In: Yudkevich M. (ed.). *Kontrakty v akademicheskom mire* [Contracts in the Academic World]. Moscow, HSE Publishing House, 2011, pp. 13-30.
 10. Kuchits S. S., Gridnev O. V., Pesennikova E. V., Gadaborshev M. I., Vartanyan E. A. Osobennosti trudovoy motivatsii sotrudnikov gosudarstvennykh meditsinskikh uchrezhdeniy [The Labor Motivation Features of Employees of State Medical Institutions]. *Problemy sotsial'noy gigieny, zdavookhraneniya i istorii meditsiny* [Problems of Social Hygiene, Health Care and History of Medicine], 2018, vol. 26, no. 6, pp. 452-456.
 11. Lapina T. A., Zatelmayer E. I. Organizatsionno-metodicheskie osnovy vnedreniya effektivnogo kontrakta v byudzhetykh uchrezhdeniyakh zdavookhraneniya [Organizational-Methodical Bases of Introduction of the Effective Contract in the Public Health Institutions]. *Vestnik Omskogo universiteta. Seriya "Ekonomika"* [Herald of Omsk University. Series "Economics"], 2015, no. 4, pp. 143-148.
 12. Mikhalkina E. V., Andreychenko N. V. Effektivnyy kontrakt kak institutsional'naya forma realizatsii sotsial'no-trudovykh otnosheniy v uchrezhdeniyakh zdavookhraneniya: ozhidaniya i real'nost' [Effective Contract as the Institutional Form of Social-Labor Relations in Health Care Institutions: Expectations and Reality]. *Gosudarstvennoe i munitsipal'noe upravlenie. Uchenye zapiski* [State and Municipal Management. Scholar Notes], 2017, vol. 1, pp. 39-47.
 13. Panteleeva V. A., Kozhemiako O. V. Opyt vnedreniya effektivnogo kontrakta na primere kraevogo byudzhelnogo uchrezhdeniya zdavookhraneniya "Kraevaya stantsiya perelivaniya krovi" Ministerstva zdavookhraneniya Khabarovskogo kraia [Experience in the Implementation of an Effective Contract on the Example of "Regional Blood Transfusion Station" of the Ministry of Health of the Khabarovsk Territory]. *Postulat*, 2018, no. 2.
 14. Romanchuk I. G. Oplata truda i motivatsiya meditsinskogo personala v usloviyakh perekhoda na effektivnyy kontrakt [Remuneration of Labor and Motivation of Medical Professionals at the Transition Period to the Effective Contract]. *Upravlencheskoe konsul'tirovanie* [Administrative Consulting], 2014, no. 10, pp. 95-101.

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В МАГАЗИНАХ**

Москва

- **Циолковский**, Пятницкий пер., д. 8, стр. 1.
Тел.: (495) 951-19-02. primuzee@gmail.com
- Киоски **Издательского дома «Дело»** в РАНХиГС, просп. Вернадского, д. 82.
Тел.: (499) 270-29-78, (495) 433-25-02. magazin1@anx.ru

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В ИНТЕРНЕТЕ**

Интернет-магазины

- интернет-магазин **Лабиринт**, <http://www.labyrinth.ru/>

В электронном виде

- | | |
|--|---|
| • http://ecpolicy.ru/ | • http://www.econbiz.de/ |
| • ulrichsweb.serialssolutions.com/ | • https://e.lanbook.com/ |
| • http://dlib.eastview.com/ | • http://elibrary.ru/ |
| • https://ideas.repec.org/ | • http://cyberleninka.ru/ |
| • http://biblioclub.ru/ | • http://ipsscience.thomsonreuters.com/ |

Адрес редакции: 125009, Москва, Газетный пер., д. 3–5, стр. 1.

Тел.: +7 (495) 691-77-21.

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Сайт: <http://ecpolicy.ru/>.

Отпечатано в типографии ООО «Формула цвета».

117292, Москва, ул. Кржижановского, д. 31.

Тираж 600 экз.

Editorial address: 3–5, Gazetny per., bldg 1,
Moscow, 125009, Russian Federation.

Tel.: +7 (495) 691-77-21.

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Website: <http://ecpolicy.ru/>.

Printed by "Formula Tsveta" Ltd. Address: 31, ul. Krzhizhanovskogo,
Moscow, 117292, Russian Federation.
600 copies.

Журнал индексируется базами данных

Scopus®

Russian Science
Citation Index



РОССИЙСКИЙ ИНДЕКС
НАУЧНОГО ЦИТИРОВАНИЯ
Science Index *



ECONBIZ
Find Economic Literature



Индекс в каталоге агентства «Роспечать» — 81184

Индекс в объединенном каталоге «Пресса России» — 45502

ISSN 1994-5124



9 771994 512008 >