

Журнал индексируется базами данных

Scopus®

Russian Science
Citation Index

 **ULRICHSWEB™**
GLOBAL SERIALS DIRECTORY

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 >

ISSN 1994-5124

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Т. 16 № 6 ДЕКАБРЬ 2021

2021
Том 16 № 6 ДЕКАБРЬ

Оікономіа • Політика

ОΙΚΟΝΟΜΙΑ • ΠΟΛΙΤΙΚΑ

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 16 № 6 декабрь 2021

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, главный редактор, Издательский дом «Дело» (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); Национальное бюро экономических исследований (Кембридж, 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

Оікономіа • Політика

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, президент 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)
- Руستم 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:

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

ЕКОНОМІЧЕСЬКА ПОЛІТИКА

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:

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

ISSN 1994-5124

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol.16 No.6 December 2021

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, Editor-in-Chief,
Gaidar Institute Publishing House (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);
National Bureau of Economic Research (Cambridge, 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)

**The Russian Presidential Academy of National Economy
and Public Administration and The Gaidar Institute for Economic Policy**

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, President, 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

Макроэкономика

Филипп КАРТАЕВ, Елена ЛЕДНЁВА

Прозрачность монетарной политики
и успешность инфляционного таргетирования 8

Финансовые рынки

Александр АБРАМОВ, Александр РАДЫГИН,
Мария ЧЕРНОВА

Капитализация фондового рынка:
долгосрочные тренды и факторы развития 34

Человеческий капитал

Алина ПИШНЯК, Елена ГОРИНА,
Ирина КОРЧАГИНА, Сергей ТЕР-АКОПОВ

Материальное положение россиян в условиях пандемии:
влияние государственной поддержки 70

Анастасия КОСЯКИНА, Екатерина ПОНОМАРЕВА

Стоимость статистической жизни:
оценки на основе концепции человеческого капитала 94

Социальная политика

Борис КОРНЕЙЧУК

Новая методика расчета прожиточного минимума:
проблемы теории и практики 120

C O N T E N T S

Macroeconomics

Philip KARTAEV, Elena LEDNEVA

Transparency of Monetary Policy
and Success of Inflation Targeting. **8**

Financial Markets

Alexander ABRAMOV, Alexander RADYGIN,
Maria CHERNOVA

Stock Market Capitalization:
Long-Term Trends and Development Factors. **34**

Human Capital

Alina PISHNYAK, Elena GORINA,
Irina KORCHAGINA, Sergey TER-AKOPOV

Financial Well-Being of the Population in the Pandemic:
The Impact of the Income Support Policy Response in Russia **70**

Anastasia KOSYAKINA, Ekaterina PONOMAREVA

The Value of a Statistical Life:
Estimates Based on the Concept of Human Capital **94**

Social Policy

Boris KORNEYCHUK

New Methodology for Calculating the Subsistence Minimum:
Problems of Theory and Practice **120**

Макроэкономика

Прозрачность монетарной политики и успешность инфляционного таргетирования

Филипп КАРТАЕВ, Елена ЛЕДЕНЁВА

Филипп Сергеевич Картаев —
доктор экономических наук, доцент,
заведующий кафедрой математических
методов анализа экономики,
МГУ им. М. В. Ломоносова
(РФ, 119991, Москва,
ул. Ленинские Горы, 1, стр. 46).
E-mail: kartaev@econ.msu.ru

Елена Евгеньевна Леденёва —
студент, МГУ им. М. В. Ломоносова
(РФ, 119991, Москва,
ул. Ленинские Горы, 1, стр. 46).
E-mail: elenaeledenyova@gmail.com

Аннотация

Цель работы — определить, влияет ли прозрачность монетарной политики на вероятность достижения цели по инфляции в рамках режима инфляционного таргетирования. Под прозрачностью в статье понимается степень полноты информации, которую центральный банк представляет общественности: информации о собственных целях, стратегии, прогнозируемом состоянии экономики и процедурах принятия решений. Для эконометрических расчетов в качестве меры прозрачности выбран индекс прозрачности денежных властей Динсера и Эйхенгринга. Использованы межстрановые панельные данные по 32 странам, каждая из которых на момент проведения исследования придерживалась политики инфляционного таргетирования, применены логит-модели бинарного выбора со случайными и фиксированными эффектами, а также подходы, опирающиеся на инструментальные переменные. Выявлено устойчивое влияние прозрачности политики на успешность реализации инфляционного таргетирования. По мере увеличения открытости действий денежных властей вероятность достижения цели по инфляции также становится выше. Выявленные эмпирические свидетельства согласуются с теоретической литературой: прозрачная монетарная политика укрепляет репутацию центрального банка, помогает ему успешнее управлять инфляционными ожиданиями фирм и домашних хозяйств, снижает эффект переноса валютного курса и в целом позволяет денежно-кредитной трансмиссии работать лучше. Это влияние, однако, является немонотонным: при достижении некоторого порогового уровня позитивный эффект от дополнительной прозрачности политики оказывается исчерпанным, и дальнейшее ее увеличение может даже снижать эффективность инфляционного таргетирования. В исследовании получены оценки этого порогового уровня, которые были сопоставлены с текущим уровнем прозрачности денежно-кредитной политики Центрального банка Российской Федерации. Продемонстрировано, что в настоящий момент степень прозрачности действий российских денежных властей является оптимальной. Полученные результаты могут быть полезны центральным банкам при выборе уровня открытости процедур реализации монетарной политики.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, индекс Динсера и Эйхенгринга, панельные данные.

JEL: C23, C33, E31, E52.

Введение

За последние несколько десятилетий центральные банки стали заметно более прозрачными [Dincer et al., 2019]. Дискуссия о том, насколько целесообразно и дальше увеличивать прозрачность денежных властей, является актуальной для России непосредственно сейчас, в свете перехода Центрального банка к политике публикации прогнозов ключевой ставки¹.

Для центральных банков, придерживающихся режима инфляционного таргетирования, прозрачность и подотчетность являются обязательными элементами монетарной политики [Svensson, 2010], так как предположительно они должны способствовать увеличению успешности реализации режима. Вопрос, в какой мере это предположение соответствует реальному состоянию дел, остается открытым. В рамках настоящей работы мы постараемся на него ответить.

Для этого необходимо сформулировать определение прозрачности политики центрального банка, под которой мы будем подразумевать отсутствие асимметричной информации между лицами, отвечающими за формирование денежно-кредитной политики (ДКП), и прочими экономическими агентами. С практической точки зрения это означает, что центральный банк предоставляет широкой общественности и рынкам всю соответствующую информацию о своей стратегии, политических решениях, оценках текущего состояния экономики, прогнозах, а также о процедурах принятия решений открытым, четким и своевременным образом.

В литературе обычно выделяют пять аспектов прозрачности [Geraats, 2002]. Мы будем опираться на них при измерении уровня прозрачности в эмпирической части исследования.

1. Политическая прозрачность (political transparency) включает предоставление информации о целях центрального банка, их приоритетности и количественном определении, а также информацию о степени независимости центрального банка и различных институциональных соглашениях между центральным банком и правительством.
2. Экономическая прозрачность (economic transparency) предполагает, что центральный банк делится знаниями о текущем состоянии экономики, различных экономических показателях, дает прогнозы о будущих значениях экономических переменных, а также указывает, какие экономические модели и данные использует для своих прогнозов.
3. Процедурная прозрачность (procedural transparency) касается открытости в отношении процедур, используемых для

¹ Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2021 год и период 2022 и 2023 годов. М.: Центральный банк Российской Федерации, 2020.

принятия решений по денежно-кредитной политике; она включает, например, публикацию протоколов голосования или отчеты об обсуждениях, происходящих в процессе принятия решений.

4. Стратегическая прозрачность (*policy transparency*) означает оперативное объявление и разъяснение политических решений, а также указание на будущие вероятные направления политики.
5. Операционная прозрачность (*operational transparency*) включает оценку макроэкономических результатов денежно-кредитной политики в свете ее целей, а также обсуждение возможных ошибок в реализации монетарной политики или событий, которые привели к нарушению канала денежно-кредитной трансмиссии.

Статья имеет следующую структуру: в первом разделе содержатся доступные в литературе аргументы за увеличение уровня прозрачности политики денежных властей, а также результаты эмпирической проверки соответствующих тезисов. Во втором систематизированы аргументы против увеличения прозрачности. В третьем представлены наши гипотезы, эмпирическая стратегия и используемые данные. В четвертом и пятом разделах обсуждаются результаты моделирования.

1. Почему высокий уровень прозрачности может быть полезен?

Идея о важности прозрачности политики опирается на несколько теоретических аргументов.

Прозрачность можно воспринимать как уменьшение асимметрии информации, тогда, будучи одной из предпосылок первой теоремы общественного благосостояния, бóльшая прозрачность должна способствовать достижению оптимального по Парето равновесия [Geraats, 2002].

Прозрачность помогает управлять инфляционными ожиданиями фирм и домохозяйств, привязывая эти ожидания к целевому уровню инфляции, что, в свою очередь, стабилизирует цены [Adrian et al., 2018]. Это подтверждается рядом DSGE-моделей (см. [Eusepi, Preston, 2010; Honkapohja, Mitra, 2015]). Из модели в работе [Eusepi, Preston, 2010], где центральный банк в отличие от населения знает, как определяются номинальные процентные ставки, следует, что при такой информационной асимметрии инфляционные ожидания нельзя стабилизировать, просто объявив целевой показатель инфляции, — необходимо обязательно объявить, как эта цель будет достигнута. В исследованиях [Salle et al., 2013; 2019] агент-

ориентированная модель показывает, что чем менее «зашумлена» цель центрального банка для частных агентов, тем лучше они обучаются и, следовательно, тем выше способность центрального банка стабилизировать экономику. С увеличением прозрачности центрального банка лучше работает механизм кредитно-денежной трансмиссии, инфляция становится в среднем ближе к целевому показателю, уменьшается также ее волатильность.

Поскольку прозрачность повышает доверие к обязательствам центрального банка, он может проводить более гибкую политику в ситуации, когда возникают нетипичные условия. Это верно, так как общественности будет ясно, что отклонение является временным и не противоречит долгосрочному достижению цели денежно-кредитной политики [Dincer, Eichengreen, 2014]. Большее общественное доверие облегчает центральным банкам задачу достижения цели по инфляции, так как более высокий уровень доверия способствует закреплению инфляционных ожиданий около таргетируемого уровня [Christelis et al., 2020; Rumler, Valderrama, 2020].

При низком уровне прозрачности может плохо работать механизм связи между изменением инфляционных ожиданий и изменением потребления. В работе [Candia et al., 2020] показано, что многие экономические агенты, как фирмы, так и домохозяйства, источником инфляции почти всегда считают отрицательный шок предложения, даже если инфляция была вызвана увеличением совокупного спроса. В связи с этим, предполагая сокращение совокупного выпуска и ухудшение экономической ситуации, домохозяйства, ожидающие более высокой инфляции, могут снизить свои текущие расходы, а не увеличить их, а фирмы сокращают количество нанятых работников и уменьшают инвестиции. В [Candia et al., 2020] указывается на важность информирования экономических агентов о состоянии экономики в целом, а также о причинах изменения инфляции. Авторы подчеркивают, что процесс закрепления инфляционных ожиданий будет приводить к успеху в достижении цели по инфляции только тогда, когда экономические агенты будут хорошо осведомлены о состоянии экономики.

Наконец, увеличение прозрачности может снижать реакцию экономики на экзогенные шоки за счет уменьшения эффекта переноса валютного курса в результате закрепления инфляционных ожиданий вблизи целевого ориентира. Это облегчает достижение цели по инфляции для центрального банка, так как позволяет ему сконцентрироваться на внутренних шоках.

Ряд эмпирических исследований подтверждает позитивное влияние прозрачности на эффективность денежно-кредитной политики. Так, авторы [Dincer, Eichengreen, 2014] обнаружили, что большая прозрачность снижает волатильность инфляции и ока-

зывает значимое отрицательное воздействие на инфляцию. В статье [Weber, 2018] также исследуется влияние прозрачности на инфляцию, волатильность инфляции и инфляционные ожидания. Используя статические и динамические модели на панельных данных, авторы заключают, что большая прозрачность способствует снижению инфляционных ожиданий и самой инфляции. В соответствии с результатами [Paradamou et al., 2015] прозрачность увеличивает скорость передачи импульсов денежно-кредитной политики через канал процентных ставок.

2. Почему высокий уровень прозрачности может быть вреден?

В литературе присутствует целый ряд аргументов против увеличения уровня прозрачности политики.

Публикация протоколов принятия решений и голосований комитета по денежно-кредитной политике может нанести ущерб авторитету центрального банка при наличии разногласий внутри комитета [Cukierman, 2001]. При публикации итогов поименного голосования теряется также коллективная ответственность за принятые решения, что ведет к снижению предсказуемости и ясности политики [Issing, 1999].

Кроме того, публикация протоколов голосований может приводить к снижению эффективности принятия решений советом руководителей центрального банка в силу поведенческих эффектов. Авторы [Gersbach, Hahn, 2008] показали, что если вероятность переизбрания для членов комитета положительно зависит от их активности во время заседаний комитета, то в случае публикации протоколов совещаний менее разбирающиеся в вопросе и менее эффективные члены комитета не позволят себе играть пассивную роль в процессе принятия решений, поэтому итоговый результат будет хуже результата при непрозрачном режиме. При помощи модели, где члены комитетов мотивированы карьерными соображениями, в [Levy, 2007] показано, что оптимальный выбор между прозрачностью и отсутствием публикаций протоколов зависит от дизайна правил принятия решений, например от того, используется ли простое большинство или квалифицированное. Модель из [Fehrler, Hughes, 2018] демонстрирует, что прозрачность по сравнению с секретностью негативно влияет на агрегирование информации на этапах обсуждения и голосования и приводит к большему числу ошибочных решений комитета. Лабораторный эксперимент, проведенный авторами, подтверждает выводы из их модели.

Прозрачность снижает стимулы экономических агентов к самостоятельному анализу макроэкономической ситуации. В [Morris,

Shin, 2002] показано, что при наличии мотива координации экономические агенты будут придавать большее значение общественному сигналу, чем это оправдано уровнем его точности, поэтому могут слишком остро реагировать на публичные сигналы центрального банка и недостаточно — на более точную частную информацию. Авторы [Morris, Shin, 2005] в модели с эндогенной общественной информацией демонстрируют, что предоставление большого количества информации центральным банком для управления рыночными ожиданиями снижает информативность финансового рынка и цен на товары (которые тоже являются общественной информацией).

Похожий вывод следует из работы [Gaballo, 2016], где в рамках модели пересекающихся поколений показано, что большая прозрачность, с одной стороны, помогает агентам лучше прогнозировать будущие цены активов, что, как правило, делает их решения о межвременном распределении более эффективными, а с другой — увеличивает безусловную волатильность цен на активы.

Концепции ограниченной рациональности и рациональной невнимательности также предлагают аргументы в пользу того, что избыточная прозрачность может быть вредна. Если степень прозрачности слишком высока и экономическим агентам предоставляется излишне много информации, они могут в ней запутаться: «Предположение о том, что люди способны воспринимать, понимать и взвешивать всю информацию, которую предоставляет центральный банк, вероятно, слишком сильно. Хотя определенная степень прозрачности может помочь прояснить некоторые вопросы, вполне вероятно, что раскрытие большого объема информации приведет к информационной перегрузке и путанице» [Van der Cruijssen et al., 2010. P. 1483]. В силу обилия информации экономические агенты могут использовать для прогнозов лишь часть самой полезной информации, которую центральный банк желал бы донести до населения, что согласуется с концепцией ограниченной рациональности [Simon, 1997] и идеей рациональной невнимательности [Sims, 2003; Woodford, 2001]. В моделях рациональной невнимательности часть агентов не будут полностью обращать внимание на данные, касающиеся монетарной политики и инфляции, и недостаточно скорректируют свои прогнозы. Авторы [Coibion, Gorodnichenko, 2012; 2015] показывают, что в соответствии с моделями информационной жесткости опросные прогнозы инфляции населения недостаточно реагируют на различные макроэкономические шоки. Кроме того, экономические агенты начинают придавать слишком большой вес условности своих прогнозов [Van der Cruijssen et al., 2010], так как видят, что процесс формирования денежно-кредитной политики является слишком сложным, и сами осознают, что не могут проанализировать столь большой массив информации.

В качестве эмпирического подтверждения наличия влияния прозрачности политики на ее успешность следует привести свежее исследование [Oikonomou et al., 2021], где на данных по четырнадцатью странам еврозоны показано, что прозрачность снижает инфляционную инерционность. Марк-Андре Гослен обнаружил, что бóльшая прозрачность способствует большему отклонению фактической инфляции от целевого ориентира денежных властей [Gosselin, 2007]. Наконец, источником сомнений в целесообразности увеличения прозрачности являются проблемы с эмпирическим выявлением позитивного эффекта от перехода к политике так называемого *forward guidance*, то есть к публикации количественных прогнозов траектории процентной ставки. В работе [Yudaeva, 2018] указывается, что применение *forward guidance* может быть связано не только с позитивными, но и с негативными последствиями, так как центральный банк рискует потерять репутацию, если не будет следовать своим же прогнозам по ставке.

3. Эмпирическая стратегия и данные

Приведенные соображения за и против увеличения уровня прозрачности позволяют высказать гипотезу о том, что существует некоторый оптимальный уровень прозрачности. Иными словами, можно предположить, что по мере увеличения уровня прозрачности эффективность инфляционного таргетирования сначала растет, а затем (при превышении некоторого порогового значения) начинает снижаться.

Теоретическое объяснение корректности этой гипотезы предложено в работах [Walsh, 2003; 2007], где показано, что существует оптимальная (промежуточная) степень прозрачности. При этом чем более точно и аккуратно центральный банк прогнозирует шоки предложения и чем менее точно он прогнозирует шоки спроса, тем выше этот оптимальный уровень. Результаты лабораторных экспериментов [Baeriswyl, Cornand, 2014; Kool et al., 2011; Trabelsi, Nihri, 2021] также свидетельствуют в пользу существования оптимальной степени прозрачности.

Мы же в нашей работе попробуем протестировать эту гипотезу эмпирически.

Для этого мы используем панельные данные за 1998–2016 годы по 32 странам, каждая из которых придерживается политики инфляционного таргетирования по состоянию на конец этого временного промежутка². Чтобы оценить, как прозрачность моне-

² Хотя по состоянию на 2016 год режима инфляционного таргетирования придерживались сорок стран, для восьми из них нет информации по индексу прозрачности монетарной политики, поэтому пришлось исключить их из выборки.

тарной политики влияет на эффективность инфляционного таргетирования, мы применяем панельную логистическую регрессию вслед за авторами [Картаев, Лунева, 2018]. Модель имеет вид:

$$P(Y_{it} = 1|X_{i,t}) = \frac{1}{1+e^{-X_{i,t}}}, \quad (1)$$

где $X_{i,t}$ — набор факторов, предположительно влияющих на вероятность достижения цели по инфляции, Y_{it} — бинарная переменная, которая равна единице, если страна в данный год достигла цели по инфляции, и нулю, если не достигла. Для стран, задающих ориентир по инфляции в виде коридора, под достижением цели понимается попадание в этот коридор; для стран, которые задают точечный ориентир по инфляции, под достижением цели понимается отклонение фактической инфляции от целевого уровня не более чем на 0,5 п.п. [Картаев, Лунева, 2018].

Данные по целевым уровням инфляции были получены из отчетов и пресс-релизов по денежно-кредитной политике центральных банков стран, осуществляющих политику инфляционного таргетирования. Данные о фактической инфляции взяты с сайта Всемирного банка³.

Для проверки нашей гипотезы о немонотонной связи между вероятностью достижения цели по инфляции и прозрачностью применяем следующую спецификацию для функции X_{it} :

$$X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot transparency_{it} + \gamma_2 \cdot transparency_{it}^2 + \delta Z_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где $transparency_{it}$ — переменная, характеризующая прозрачность монетарной политики страны i в период t , — индекс прозрачности центрального банка, разработанный в [Eijffinger, Geraats, 2006] и обновленный в работах [Dincer, Eichengreen, 2014; 2019]. Этот индекс принимает значения от 0 до 15, где 15 соответствует максимальной степени прозрачности. Индекс основывается на пяти категориях прозрачности, выделенных в [Geraats, 2002]: политической, экономической, стратегической, операционной и процедурной. Каждая из этих категорий имеет три подкатегории, за каждую из которых центральный банк может получить от нуля до одного балла.

Далее в уравнении (2) τ_t — фиксированные эффекты времени, μ_i — специфические страновые эффекты, Z_{it} — набор контрольных переменных.

Выбор контрольных переменных опирается на теоретическую и эмпирическую литературу, посвященную выявлению факторов, влияющих на эффективность инфляционного таргетирования. К контрольным переменным относятся следующие.

³ The World Bank, International Monetary Fund International Financial Statistics, The Worldwide Governance Indicators, Polity5 Project, Penn World Table 10.0. <https://www.imf.org/en/Data>.

- Индекс независимости центрального банка, разработанный в [Cukierman et al., 1992] и обновленный в [Dincer, Eichengreen, 2014]. Он представляет собой совокупный индекс, рассчитанный на основе шестнадцати различных правовых характеристик, содержащихся в законах центрального банка. Независимость центрального банка означает, что он свободен от прямого политического или правительственного влияния при проведении денежно-кредитной политики [Walsh, 2003].
- Ширина целевого коридора. Целесообразно контролировать описываемую уравнением зависимость на эту переменную, так как центральный банк, устанавливающий более широкий целевой коридор, облегчает себе задачу достижения цели по инфляции [Картаев, Лунева, 2018].
- Лагированная инфляция, позволяющая учесть эффект инфляционной инерционности [Hove et al., 2017].
- Открытость экономики — сумма долей экспорта и импорта в ВВП.
- Темп прироста среднего обменного курса, позволяющий учесть влияние внешних шоков, которые могут мешать достижению целевого ориентира, воздействуя на динамику цен внутри страны [Hove et al., 2017].
- Темп прироста реального ВВП на душу населения, позволяющий учесть влияние совокупного спроса [Weber, 2018].
- Возрастная структура населения — доля населения в возрасте от 15 до 64 лет, доля населения в возрасте 65+. Демографическая структура населения может влиять на эффективность отдельных каналов денежно-кредитной трансмиссии, так как пожилое и трудоспособное население имеет разные сберегательные и потребительские привычки и потребности [Imam, 2013].
- Отношение депозитов к ВВП (%) — переменная, характеризующая уровень финансового развития.
- Доля населения, имеющего доступ к интернету. Интернет играет важную роль в распространении новостей, в том числе политических [Zhuravskaya et al., 2020].
- Институциональные факторы — индекс политической стабильности, индекс эффективности правительства, индекс демократичности режима. Качество институтов влияет на вероятность достижения цели по инфляции [Hove et al., 2017].
- Индекс контроля коррупции. Коррупция может приводить к оттоку капитала; сокращая доходы и увеличивая государственные расходы, коррупция может способствовать также

увеличению бюджетного дефицита и государственного долга; взятки включаются в цену продажи и приводят к повышению общего уровня цен [Al-Marhubi, 2000; Sassi, Gasmi, 2017].

Подробное описание контрольных переменных с указанием методик расчета и источников данных приведено в табл. П1. Все переменные проверены на стационарность с помощью тестов Im-Pesaran-Shin и Fisher-type test, уместных для несбалансированной панели. Оказалось, что для всех переменных гипотеза о нестационарности отвергается.

Главная сложность получения состоятельной оценки воздействия прозрачности монетарной политики на ее успешность состоит в потенциальной эндогенности анализируемых переменных.

Во-первых, есть вероятность возникновения эндогенности из-за самоотбора: специфические страновые характеристики могут одновременно влиять на выбор уровня прозрачности и на эффективность работы механизма денежно-кредитной трансмиссии. В нашем исследовании мы попытались смягчить эту проблему за счет включения в модель широкого спектра контрольных переменных, перечень которых приведен выше, а также за счет учета специфических страновых эффектов.

Во-вторых, между прозрачностью и достижением цели по инфляции может существовать двусторонняя причинно-следственная связь. Как мы упоминали в обзоре литературы, существует множество каналов, через которые прозрачность может влиять на эффективность инфляционного таргетирования. При этом центральные банки могут изменять прозрачность политики в качестве реакции на свои успехи или неудачи в прошлом.

В эмпирической литературе доступны два варианта решения проблемы эндогенности из-за одновременной причинно-следственной связи:

- использование вместо переменной прозрачности ее лагированных значений [Gosselin, 2007];
- использование инструментальных переменных [Dincer, Eichengreen, 2014].

Авторы [Dincer, Eichengreen, 2014] предлагают использовать в качестве инструментов часть набора институциональных переменных. Из них наилучшим инструментом для степени прозрачности они считают индекс верховенства закона, который отражает представления о том, в какой степени агенты доверяют правилам

общества и соблюдают их, и, в частности, о качестве исполнения контрактов, правах собственности, полиции и судах, а также о вероятности преступлений и насилия. Этот инструмент, по их мнению, является релевантным: ведь доверие к правилам и качество исполнения контрактов должны положительно коррелировать с прозрачностью действий центрального банка. В то же время инструмент является экзогенным, так как верховенство закона складывается исторически на протяжении веков, поэтому изменения в прозрачности центрального банка или успехи/неуспехи в инфляционном таргетировании одномоментно изменить этот показатель не могут.

В нашей работе мы опираемся на обе указанные стратегии решения проблемы эндогенности. Во-первых, мы используем лагированные значения регрессоров в логистической модели вероятности достижения цели по инфляции. Во-вторых, с целью проверки устойчивости наших результатов мы дополнительно оцениваем пробит-модель, где в качестве инструмента для индекса прозрачности применяем индекс верховенства закона.

4. Результаты моделирования

Результаты оценивания указанных спецификаций уравнений представлены в табл. П2⁴. Как указано в предыдущем разделе, были использованы разные методы и разные наборы контрольных переменных.

Во всех спецификациях и коэффициент при показателе прозрачности, и коэффициент при его квадрате являются статистически значимыми. Исключение составляют только некоторые спецификации модели с фиксированными эффектами, где одновременное включение этих эффектов, а также переменных прозрачности и квадрата прозрачности приводит к сильной мультиколлинеарности, что сказывается на значимости. Но даже в этом случае исключение квадрата в модели с лагированными значениями стабилизирует оценку коэффициента индекса прозрачности, и он становится значимым и положительным. Во всех спецификациях численные оценки коэффициентов остаются приблизительно одинаковыми, что подтверждает устойчивость наших результатов.

Таким образом, мы получаем весьма надежные свидетельства в пользу того, что прозрачность монетарной политики влияет на вероятность достижения цели по инфляции.

⁴ В силу ограничений объема мы приводим в статье основную таблицу с панельной логит-моделью и лагированными значениями переменной интереса. Остальные спецификации (включая регрессии пула и регрессии на инструментальных переменных) доступны по запросу.

Более того, коэффициент при переменной прозрачности в первой степени является положительным, а коэффициент при ее квадрате оказывается отрицательным, что дает надежду на подтверждение гипотезы о существовании порогового уровня прозрачности. Чтобы ее проверить, мы вычисляем оценку этой вершины параболы, затем при помощи дельта-метода строим доверительный интервал для нее.

Оцененное точечное значение вершины параболы является статистически значимым и колеблется в пределах от 9 до 13 пунктов в зависимости от набора контрольных переменных. В моделях с лагированными значениями прозрачности во всех спецификациях верхняя граница 95-процентного доверительного интервала, полученного с помощью дельта-метода, располагается ниже 15, то есть ниже теоретически возможного максимального значения индекса прозрачности (максимальное по выборке значение индекса составляет 14,5). Таким образом, гипотеза об оптимальном промежуточном уровне прозрачности подтверждается для этих классов моделей.

Мы оценили также пробит-регрессию, где в качестве инструмента для прозрачности выступает индекс верховенства закона. F-статистика первого шага равна 26, что больше 10, следовательно, инструмент является сильным [Stock, Yogo, 2005]. Р-значение теста Вальда на экзогенность (Wald test of exogeneity) составляет 0,078, что говорит о наличии эндогенности в модели без инструментов и подтверждает осмысленность их использования. В регрессии второго шага коэффициент перед индексом прозрачности значимый и положительный, а при квадрате — значимый и отрицательный. Оцененное значение вершины параболы составляет 8,6. Следовательно, вывод о существовании оптимального уровня прозрачности устойчив не только к изменению набора переменных, но и к смене метода оценивания.

Как было указано в обзорной части работы, важный аргумент против увеличения уровня прозрачности — риск потери доверия к центральному банку при использовании *forward guidance* [Mishkin, 2004; Yudaeva, 2018] и ухудшение прогнозов населения вследствие информационной перегрузки [Van der Cruysen et al., 2010] — базируется на том, что население может неправильно или неполностью понять информацию, публикуемую центральным банком. Поэтому целесообразно проверить гипотезу о том, что чем более образованное население в стране, тем меньше указанные риски и, следовательно, тем выше оптимальный уровень прозрачности.

Чтобы это сделать, мы проанализировали ряд спецификаций модели, в которых пороговый уровень прозрачности политики

зависит от уровня человеческого капитала в рассматриваемой экономике. Технически для этого достаточно добавить в модель переменную, характеризующую человеческий капитал, ее квадрат, а также произведение переменных, характеризующих прозрачность и человеческий капитал. Результаты представлены в табл. ПЗ. Оказалось, что накопление человеческого капитала ассоциируется с увеличением оптимальной прозрачности политики.

5. Потенциальные ограничения результатов и пути развития модели

Представленные в предыдущем разделе свидетельства в пользу важности прозрачности монетарной политики кажутся нам достаточно убедительными. В то же время следует указать на ограничения наших данных.

Главным препятствием для использования результатов работы непосредственно в качестве практических рекомендаций по определению оптимального уровня прозрачности для каждой страны является тот факт, что прозрачность ДКП измеряется с помощью индекса, который имеет ряд недостатков.

Во-первых, он основан только на информации, которая свободно доступна на английском языке. Если центральный банк публикует что-либо на национальном языке и не дублирует информацию на английском, то индекс для него может занижать фактическое значение прозрачности.

Во-вторых, разным компонентам прозрачности придается одинаковый вес в баллах. Возможно, какая-то информация вносит больший вклад в прозрачность политики.

В-третьих, индекс, хотя и учитывает многие параметры, не отражает весь спектр коммуникационной политики, применяемый сейчас денежными властями (например, никак не учитывается прозрачность макропруденциальной политики).

Перечисленные недостатки индекса могут приводить к ошибке измерения истинного уровня прозрачности, что в соответствии с эконометрической теорией может сдвигать оценки к нулю. В нашем случае это не является существенной проблемой, так как коэффициенты при переменных интереса в нашем случае значимы. Следовательно, если устранить указанный (возможно существующий) сдвиг, они тем более будут значимыми.

Хотя в работе используется широкий набор контрольных переменных, в литературе упоминаются и другие факторы, способные влиять на успешность инфляционного таргетирования, напри-

мер личные характеристики управляющих центральным банком [Göhlmann, Vaubel, 2007; Diouf, Pépin, 2017; Farvaque et al., 2011; 2014]. Их включение могло бы помочь снизить дисперсию и сделать оценки более точными. Мы не стали добавлять эти показатели в связи с тем, что они доступны для малого числа стран и их учет привел бы к резкому уменьшению выборки.

В рамках будущих исследований интересно более детально изучить влияние каждого из компонентов индекса прозрачности на вероятность достижения цели по инфляции, так как некоторые авторы акцентируют внимание на том, что оптимальное пороговое значение существует не только для всей прозрачности в целом, но и для некоторых из ее компонентов в отдельности [Geraats, 2002].

Заключение

В работе выявлены устойчивые свидетельства в пользу того, что прозрачность монетарной политики влияет на вероятность достижения цели по инфляции в рамках режима инфляционного таргетирования.

Это влияние является немонотонным: сначала, по мере увеличения уровня прозрачности действий денежных властей, вероятность достижения целевого ориентира увеличивается. Содержательно это объясняется тем, что более прозрачная политика укрепляет репутацию центрального банка, помогает ему успешнее управлять инфляционными ожиданиями, снижает эффект переноса валютного курса и в целом позволяет денежно-кредитной трансмиссии работать лучше. Однако при превышении некоторого порогового уровня меры по дальнейшему увеличению прозрачности политики снижают вероятность достижения цели по инфляции.

Количественная оценка порогового уровня прозрачности составляет 10–12 баллов из 15 по шкале из [Dincer et al., 2019]. Текущий уровень прозрачности политики Банка России находится внутри 95-процентного доверительного интервала для этого оптимального значения. Это свидетельствует, что российские денежные власти выбирают степень транспарентности адекватно.

В то же время наши результаты свидетельствуют, что накопление человеческого капитала приводит к увеличению этого оптимального значения. Поэтому постепенное улучшение финансовой грамотности населения со временем может создать предпосылки для дальнейшего увеличения прозрачности денежно-кредитной политики.

П р и л о ж е н и е
Т а б л и ц а П 1

Описание переменных и источники данных

Название переменной	Единица измерения	Источник данных	Примечания
Индекс прозрачности монетарной политики (<i>Eiffinger-Geraats-Index</i>)	Индекс, от 0 (минимальный уровень прозрачности) до 15 (максимальный уровень прозрачности)	[Dinser, Eisingreen, 2014] пять измерений: прозрачность политическая, экономическая, стратегическая, операционная и процедурная; каждое из измерений имеет три подкатегории	
Индекс независимости ЦБ (<i>Sikierman's unweighted index of de jure central bank autonomy</i>)	Индекс, от 0 до 1 (1 — максимальный уровень независимости)	https://sites.google.com/site/satogarriga/cbi-data-1	Индекс имеет четыре измерения, в которых основное внимание уделяется отбору персонала, праву на проведение денежно-кредитной политики, целям ЦБ и правилам государственного финансирования. Данные по индексу доступны только до 2012 года
Уровень инфляции	Процентное изменение ИПЦ к предыдущему году	The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG	
Первый лаг уровня инфляции		The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG	
Обменный курс	Прирост (в долях) среднего за период обменного курса по отношению к предыдущему году	International Monetary Fund International Financial Statistics. http://data.imf.org/IFS	
Индекс контроля коррупции	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, то есть в диапазоне от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представление о том, в какой степени государственная власть осуществляется в частных интересах, включая как мелкие, так и крупные формы коррупции, а также «захват» государства элитами и частными интересами

Продолжение таблицы П 1

Название переменной	Единица измерения	Источник данных	Примечания
<i>Индекс возможности голосования</i>	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представления о том, в какой степени граждане страны могут участвовать в выборе правительства, а также о свободе выражения мнений, свободе ассоциаций и свободных СМИ
<i>Индекс верховенства закона</i>	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, то есть в диапазоне от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представления о том, в какой степени агенты доверяют правилам общества и соблюдают их, в частности о качестве исполнения контрактов, правах собственности, полиции и судах, а также о вероятности преступлений и насилия
<i>Индекс эффективности правительства</i>	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, то есть в диапазоне от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представления о качестве государственных услуг, качестве государственной службы и степени ее независимости от политического давления, качестве разработки и осуществления политики, а также о достоверности приверженности правительства такой политике
<i>Индекс политической стабильности</i>	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, то есть в диапазоне от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представления о вероятности политической нестабильности и/или политически мотивированного насилия, включая терроризм
<i>Индекс качества регулирования</i>	Оценка страны по совокупному показателю в единицах стандартного нормального распределения, то есть в диапазоне от минус 2,5 до 2,5	The Worldwide Governance Indicators. www.govindicators.org	Отражает представления о способности правительства разрабатывать и осуществлять разумную политику и нормативные акты, благоприятствующие развитию частного сектора

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы П 1

Название переменной	Единица измерения	Источник данных	Примечания
Индекс демократии	Индекс, от 0 до 10	Polity5 Project. https://www.systemicpeace.org/polityproject.html	
Политический режим	Индекс, от минус 10 (полная автократия) до 10 (полная демократия)	Polity5 Project. https://www.systemicpeace.org/polityproject.html	
Доля населения в возрасте от 15 до 64 лет	Доля от общего населения (%)	The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP1564.TO.ZS	
Доля населения старше 64 лет	Доля от общего населения (%)	The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP0014.TO.ZS	
Прирост ВВП на душу населения	В процентах к предыдущему году	The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG	
Доля населения, имеющая доступ к интернету	Доля от общего населения (%)	The World Bank. https://data.worldbank.org/indicator/IT.NET.USER.ZS	
Отношение депозитов к ВВП (%)		International Monetary Fund International Financial Statistics. http://data.imf.org/IFS	
Бинарная переменная, равная единице для развитых стран и нулю — для развивающихся		Данные центральных банков	
Ширина целевого коридора		Отчеты и пресс-релизы по денежно-кредитной политике центральных банков	Равна единице, если задан точечный ориентир по инфляции, и разнице между верхней и нижней границами целевого интервала, если задан ориентир в виде коридора

Т а б л и ц а П 2

**Оценка воздействия прозрачности монетарной политики
на успешность инфляционного таргетирования**

Переменная	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Прозрачность</i>	0,634** (0,311)	0,707** (0,343)	1,064** (0,455)	0,916** (0,418)	1,034** (0,446)
<i>Квадрат прозрачности</i>	-0,033** (0,015)	-0,033** (0,017)	-0,048** (0,022)	-0,039* (0,021)	-0,040* (0,021)
<i>Доля населения, имеющего доступ к интернету</i>	0,008 (0,006)	0,007 (0,006)	0,016** (0,008)	0,018** (0,008)	0,022** (0,010)
<i>Развитая страна</i>	0,767** (0,339)	0,679** (0,292)	0,382 (0,312)	0,753** (0,323)	0,671* (0,397)
<i>Политический режим</i>	0,055 (0,050)	0,035 (0,046)	0,071 (0,083)	0,137 (0,094)	0,150 (0,132)
<i>Лаг инфляции</i>	-0,155** (0,062)	-0,187*** (0,067)	-0,211*** (0,074)	-0,224*** (0,075)	-0,303*** (0,087)
<i>Отношение депозитов к ВВП</i>	0,001 (0,003)	-0,0004 (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,001 (0,007)
<i>Ширина коридора</i>	0,815*** (0,271)	0,874*** (0,331)	1,043*** (0,398)	1,066** (0,428)	1,052*** (0,380)
<i>Независимость ЦБ</i>			-0,805 (0,694)	-0,555 (0,689)	-0,741 (1,068)
<i>Доля населения в возрасте 15–64 лет</i>				0,049 (0,030)	-0,002 (0,038)
<i>Доля населения старше 64 лет</i>				-0,114** (0,051)	-0,098 (0,084)
<i>Индекс контроля коррупции</i>					-0,799*** (0,299)
<i>Политическая стабильность</i>					0,413 (0,367)
<i>Обменный курс</i>		-0,545 (0,771)	0,248 (0,850)	0,299 (0,857)	-0,314 (1,066)
<i>Открытость экономики</i>		-0,010* (0,005)	-0,013** (0,006)	-0,012* (0,007)	-0,021*** (0,007)
<i>sigma</i>	-0,0001 (0,0001)	0,00000 (0,00000)	0,00000* (0,00000)	0,00005 (0,00003)	-0,00000*** (0,00000)
<i>Константа</i>	-5,632*** (1,619)	-5,228*** (1,720)	-6,828*** (2,096)	-9,474*** (2,672)	-6,413 (3,925)
<i>Фиксированные эффекты времени</i>	да	да	да	да	да
<i>Количество наблюдений</i>	270	270	320	320	270
<i>Оценка вершины параболы</i>	9,562 (1,131)	10,601 (1,129)	11,039 (1,051)	11,847 (1,680)	12,942 (1,978)
<i>95-процентный доверительный интервал</i>	7,3–11,8	8,4–12,8	9,0–13,1	8,6–15,1	9,1–16,8

Примечания: 1. Использована панельная логит-модель со случайными эффектами. 2. Переменная интереса взята с лагом в один период. 3. Зависимая переменная — бинарная переменная достижения цели по инфляции. 4. В скобках под оценками коэффициентов указаны кластерные робастные стандартные ошибки. 5. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: The World Bank; International Monetary Fund International Financial Statistics; The Worldwide Governance Indicators; Polity5 Project; Penn World Table 10.0; данные центральных банков.

Т а б л и ц а П 3

**Оценка воздействия прозрачности монетарной политики
на успешность инфляционного таргетирования
с учетом влияния человеческого капитала**

Переменная	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Прозрачность</i>	0,258 (0,502)	0,237 (0,516)	0,051 (0,508)	-0,345 (0,541)	-0,473 (0,579)
<i>Квадрат прозрачности</i>	-0,102*** (0,032)	-0,093*** (0,030)	-0,097*** (0,037)	-0,081** (0,040)	-0,091** (0,043)
<i>Человеческий капитал</i>	8,898*** (0,985)	8,340*** (1,016)	8,949*** (1,026)	7,930*** (1,333)	11,770*** (1,499)
<i>Квадрат человеческого капитала</i>	-2,673*** (0,406)	-2,445*** (0,418)	-2,738*** (0,461)	-2,523*** (0,509)	-3,306*** (0,594)
<i>Прозрачность × человеческий капитал</i>	0,578*** (0,185)	0,542*** (0,192)	0,653*** (0,219)	0,690*** (0,266)	0,829*** (0,285)
<i>Доля населения, имеющая доступ к интернету</i>	0,013** (0,006)	0,010* (0,006)	0,013* (0,008)	0,013 (0,009)	0,018** (0,009)
<i>Развитая страна</i>	1,963*** (0,572)	1,614*** (0,428)	1,748*** (0,456)	1,469*** (0,462)	0,870 (0,695)
<i>Политический режим</i>	0,082* (0,050)	0,058 (0,050)	0,118* (0,069)	0,125* (0,072)	0,410*** (0,120)
<i>Лаг инфляции</i>	-0,132* (0,071)	-0,155** (0,077)	-0,195** (0,078)	-0,193** (0,078)	-0,234** (0,091)
<i>Отношение депозитов к ВВП</i>	-0,0003 (0,003)	-0,001 (0,004)	0,001 (0,005)	0,001 (0,005)	-0,003 (0,006)
<i>Обменный курс</i>		-0,405 (0,741)	-0,921 (0,969)	-0,463 (0,911)	1,086 (1,185)
<i>Открытость экономики</i>		-0,008 (0,005)	-0,013*** (0,005)	-0,014** (0,006)	-0,032*** (0,010)
<i>Ширина коридора</i>	0,913*** (0,246)	0,997*** (0,257)	1,089*** (0,253)	1,140*** (0,273)	1,802*** (0,252)
<i>Индекс контроля коррупции</i>			-0,373* (0,224)	-0,208 (0,211)	-1,869*** (0,679)
<i>Доля населения в возрасте 15–64 лет</i>				0,061 (0,044)	0,035 (0,037)
<i>Доля населения старше 64 лет</i>				-0,099** (0,048)	-0,104* (0,058)
<i>Прирост реального ВВП на душу населения</i>				0,045 (0,054)	0,074 (0,058)
<i>Эффективность правительства</i>					1,848** (0,796)
<i>Независимость ЦБ</i>					-1,088 (1,194)
<i>Sigma</i>	-0,0001 (0,0001)	-0,00004 (0,00003)	0,00004** (0,00002)	-0,00001* (0,00000)	-0,00000*** (0,00000)
<i>Константа</i>	-15,452*** (0,754)	-14,495*** (0,772)	-15,086*** (0,758)	-16,205*** (0,908)	-22,339*** (0,971)
<i>Фиксированные эффекты времени</i>	да	да	да	да	да
<i>Количество наблюдений</i>	320	320	320	320	270

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы П 3

Переменная	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Оценка вершины параболы для среднего по выборке значений индекса человеческого капитала	9,772 (0,389)	9,985 (0,412)	10,350 (0,389)	10,739 (0,642)	11,096 (0,569)
95-процентный доверительный интервал	9,0–10,5	9,2–10,8	9,6–11,1	9,5–12,0	10,0–12,2
-transparencу_hc/ (2*sq_transparencу)	2,828 (0,715)	2,897 (0,830)	3,353 (0,846)	4,281 (1,390)	4,552 (1,359)
95-процентный доверительный интервал	1,4–4,2	1,3–4,5	1,7–5,0	1,6–7,0	1,9–7,2

Примечания: 1. Использована панельная логит-модель со случайными эффектами. 2. Переменная интереса взята с лагом в один период. 3. Зависимая переменная — бинарная переменная достижения цели по инфляции. 4. В скобках указаны кластерные робастные стандартные ошибки. 5. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: The World Bank; International Monetary Fund International Financial Statistics; The Worldwide Governance Indicators; Polity5 Project; Penn World Table 10.0; данные центральных банков.

Литература

- Картаев Ф. С., Лунева И. М. Взболтать, но не смешивать: сравнение эффективности чистого и смешанного инфляционного таргетирования // Деньги и кредит. 2018. Т. 77. № 3. С. 65–75.
- Adrian T., Laxton M. D., Obstfeld M. M. Advancing the Frontiers of Monetary Policy. Washington, DC: International Monetary Fund, 2018.
- Al-Marhubi F. A. Corruption and Inflation // Economics Letters. 2000. Vol. 66. No 2. P. 199–202.
- Baeriswyl R., Cornand C. Reducing Overreaction to Central Banks' Disclosures: Theory and Experiment // Journal of the European Economic Association. 2014. Vol. 12. No 4. P. 1087–1126.
- Candia B., Coibion O., Gorodnichenko Y. Communication and the Beliefs of Economic Agents. NBER Working Papers. No 27800. 2020.
- Christelis D., Georgarakos D., Jappelli T., van Rooij M. Trust in the Central Bank and Inflation Expectation. European Central Bank Working Paper Series. No 2375. 2020.
- Coibion O., Gorodnichenko Y. Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts // American Economic Review. 2015. Vol. 105. No 8. P. 2644–2678.
- Coibion O., Gorodnichenko Y. What Can Survey Forecasts Tell Us About Information Rigidities? // Journal of Political Economy. 2012. Vol. 120. No 1. P. 116–159.
- Cukierman A. Accountability, Credibility, Transparency and Stabilization Policy in the Eurosystem // The Impact of EMU on Europe and the Developing Countries / C. Wyplosz (ed.). Geneva: Graduate Institute of International Studies, 2001. Chapter 3.
- Cukierman A., Webb S. B., Neyapti B. Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes // The World Bank Economic Review. 1992. Vol. 6. No 3. P. 353–398.
- Dincer N. N., Eichengreen B. Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures // International Journal of Central Banking. 2014. Vol. 10. No 1. P. 189–259.
- Dincer N., Eichengreen B., Geraats P. Transparency of Monetary Policy in the Postcrisis World // The Oxford Handbook of the Economics of Central Banking / D. G. Mayes, P. L. Siklos, J.-E. Sturm (eds.). Oxford: Oxford University Press, 2019. P. 287–336.

13. *Diouf I., Pépin D.* Gender and Central Banking // *Economic Modelling*. 2017. Vol. 61(C). P. 193–206.
14. *Eijffinger S. C. W., Geraats P. M.* How Transparent Are Central Banks? // *European Journal of Political Economy*. 2006. Vol. 22. No 1. P. 1–21.
15. *Eusepi S., Preston B.* Central Bank Communication and Expectations Stabilization // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2010. Vol. 2. No 3. P. 235–271.
16. *Farvaque E., Stanek P., Hammadou H.* Selecting Your Inflation Targeters: Background and Performance of Monetary Policy Committee Members // *German Economic Review*. 2011. Vol. 12. No 2. P. 223–238.
17. *Farvaque E., Stanek P., Vigeant S.* On the Performance of Monetary Policy Committees // *Kyklos*. 2014. Vol. 67. No 2. P. 177–203.
18. *Fehrler S., Hughes N.* How Transparency Kills Information Aggregation: Theory and Experiment // *American Economic Journal: Microeconomics*. 2018. Vol. 10. No 1. P. 181–209.
19. *Gaballo G.* Rational Inattention to News: The Perils of Forward Guidance // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2016. Vol. 8. No 1. P. 42–97.
20. *Geraats P. M.* Central Bank Transparency // *The Economic Journal*. 2002. Vol. 112. No 483. P. F532–F565.
21. *Gersbach H., Hahn V.* Should the Individual Voting Records of Central Bankers Be Published? // *Social Choice and Welfare*. 2008. Vol. 30. No 4. P. 655–683.
22. *Göhlmann S., Vaubel R.* The Educational and Occupational Background of Central Bankers and Its Effect on Inflation: An Empirical Analysis // *European Economic Review*. 2007. Vol. 51. No 4. P. 925–941.
23. *Gosselin M. A.* Central Bank Performance Under Inflation Targeting. Bank of Canada Staff Working Papers. No 07-18. 2007.
24. *Honkapohja S., Mitra K.* Comparing Inflation and Price-Level Targeting: The Role of Forward Guidance and Transparency // *The Manchester School*. 2015. Vol. 83. No S2. P. 27–59.
25. *Hove S., Tchana F. T., Mama A. T.* Do Monetary, Fiscal and Financial Institutions Really Matter for Inflation Targeting in Emerging Market Economies? // *Research in International Business and Finance*. 2017. Vol. 39(PA). P. 128–149.
26. *Imam P. A.* Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness. International Monetary Fund Working Paper. No 13/191. 2013.
27. *Issing O.* The Eurosystem: Transparent and Accountable: Or “Willem in Euroland”. CEPR Policy Paper. No 2. 1999.
28. *Kool C. J. M., Middeldorp M., Rosenkranz S.* Central Bank Transparency and the Crowding Out of Private Information in Financial Markets // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2011. Vol. 43. No 4. P. 765–774.
29. *Levy G.* Decision Making in Committees: Transparency, Reputation, and Voting Rules // *American Economic Review*. 2007. Vol. 97. No 1. P. 150–168.
30. *Mishkin F. S.* Can Central Bank Transparency Go Too Far? NBER Working Papers. No 10829. 2004.
31. *Morris S., Shin H. S.* Central Bank Transparency and the Signal Value of Prices // *Brookings Papers on Economic Activity*. 2005. Vol. 36. No 2. P. 1–66.
32. *Morris S., Shin H. S.* Social Value of Public Information // *American Economic Review*. 2002. Vol. 92. No 5. P. 1521–1534.
33. *Oikonomou G., Papadamou S., Spyromitros E.* The Effect of Central Bank Transparency on Inflation Persistence // *Economics and Business Letters*. 2021. Vol. 10. No 1. P. 58–68.
34. *Papadamou S., Sidiropoulos M., Spyromitros E.* Central Bank Transparency and the Interest Rate Channel: Evidence from Emerging Economies // *Economic Modelling*. 2015. Vol. 48(C). P. 167–174.
35. *Rumler F., Valderrama M. T.* Inflation Literacy and Inflation Expectations: Evidence from Austrian Household Survey Data // *Economic Modelling*. 2020. Vol. 87(C). P. 8–23.

36. *Salle I., Sénégas M. A., Yıldızoğlu M.* How Transparent About Its Inflation Target Should a Central Bank Be? // *Journal of Evolutionary Economics*. 2019. Vol. 29. No 1. P. 391–427.
37. *Salle I., Yıldızoğlu M., Sénégas M. A.* Inflation Targeting in a Learning Economy: An ABM Perspective // *Economic Modelling*. 2013. Vol. 34(C). P. 114–128.
38. *Sassi S., Gasmî A.* The Dynamic Relationship Between Corruption—Inflation: Evidence from Panel Vector Autoregression // *The Japanese Economic Review*. 2017. Vol. 68. No 4. P. 458–469.
39. *Simon H. A.* Models of Bounded Rationality: Empirically Grounded Economic Reason. Vol. 3. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.
40. *Sims C. A.* Implications of Rational Inattention // *Journal of Monetary Economics*. 2003. Vol. 50. No 3. P. 665–690.
41. *Stock J. H., Yogo M.* Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression // *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg / D. W. K. Andrews, J. H. Stock (eds.)*. New York, NY: Cambridge University Press, 2005. P. 80–108.
42. *Svensson L. E. O.* Inflation Targeting // *Handbook of Monetary Economics / B. M. Friedman, M. Woodford (eds.)*. Amsterdam: Elsevier, 2010. Vol. 3. P. 1237–1302.
43. *Trabelsi E., Hichri W.* Central Bank Transparency with (Semi-)Public Information: Laboratory Experiments // *Journal of Behavioral and Experimental Economics*. 2021. Vol. 90(C).
44. *Van der Cruysen C. A. B., Eijffinger S. C. W., Hoogduin L. H.* Optimal Central Bank Transparency // *Journal of International Money and Finance*. 2010. Vol. 29. No 8. P. 1482–1507.
45. *Walsh C. E.* Accountability, Transparency, and Inflation Targeting // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2003. Vol. 35. No 5. P. 829–849.
46. *Walsh C. E.* Transparency, Flexibility, and Inflation Targeting // *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies: Monetary Policy Under Inflation Targeting / F. S. Mishkin, K. Schmidt-Hebbel, N. Loayza (eds.)*. No 11. 2007. P. 227–263.
47. *Weber C. S.* Central Bank Transparency and Inflation (Volatility)—New Evidence // *International Economics and Economic Policy*. 2018. Vol. 15. No 1. P. 21–67.
48. *Woodford M.* Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy. NBER Working Papers. No 8673. 2001.
49. *Yudaeva K.* Frontiers of Monetary Policy: Global Trends and Russian Inflation Targeting Practices (Review of the Book “Advancing the Frontiers of Monetary Policy” ed. by T. Adrian, D. Laxton, M. Obstfeld) // *Деньги и кредит [Russian Journal of Money and Finance]*. 2018. Vol. 77. No 2. P. 95–100.
50. *Zhuravskaya E., Petrova M., Enikolopov R.* Political Effects of the Internet and Social Media // *Annual Review of Economics*. 2020. Vol. 12. No 1. P. 415–438.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 6, pp. 8–33

Philip S. KARTAEV. Dr Sci. (Econ.), Associate Professor. Lomonosov Moscow State University (1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119991, Russian Federation).

E-mail: kartaev@econ.msu.ru

Elena Ye. LEDNEVA. Lomonosov Moscow State University (1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119991, Russian Federation).

E-mail: elenaeledenyova@gmail.com

Transparency of Monetary Policy and Success of Inflation Targeting

Abstract

The purpose of this paper is to determine whether the transparency of monetary policy affects the likelihood of achieving the inflation target under the inflation

targeting regime. Transparency is the degree of completeness of information that the central bank provides to the public—information about its own strategy, forecasts and decision-making procedures. The transparency index by Nergiz Dincer and Barry Eichengreen is used for econometric calculations. The study is based on cross-country panel data for 32 countries, each of which adhered to an inflation targeting policy at the time of the study. Calculations are based on binary choice logit models with random and fixed effects, as well as on instrumental variables. The paper reveals a steady influence of policy transparency on the success of inflation targeting implementation. As the openness of monetary authorities' actions increases, the probability of achieving the inflation target also becomes higher. The revealed empirical evidence is consistent with the theoretical literature: transparent monetary policy strengthens the reputation of the central bank, and helps it manage inflation expectations. This influence, however, is non-monotonous: when a certain threshold level is reached, the positive effect of additional policy transparency is exhausted and its further increase may even reduce the effectiveness of inflation targeting. The study obtains estimates of this threshold level, which are then compared with the current level of transparency of the Bank of Russia monetary policy. At the moment the degree of transparency of the Russian monetary authorities' actions is optimal. The results obtained can be useful for central banks when choosing the level of openness of monetary policy implementation procedures.

Keywords: inflation targeting, monetary policy, transparency of monetary policy, panel data.

JEL: C23, C33, E31, E52.

References

1. Kartaev P., Luneva I. Vzboltat', no ne smeshivat': sravnenie effektivnosti chistogo i smeshannogo inflyatsionnogo targetirovaniya [Shaken, Not Stirred: Comparing the Effectiveness of Pure and Hybrid Inflation Targeting]. *Den'gi i kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 2018, vol. 77, no. 3, pp. 65-75. DOI:10.31477/rjmf.201803.65. (In Russ.)
2. Adrian T., Laxton M. D., Obstfeld M. M. *Advancing the Frontiers of Monetary Policy*. Washington, DC, International Monetary Fund, 2018. DOI:10.5089/9781484325940.071.
3. Al-Marhubi F. A. Corruption and Inflation. *Economics Letters*, 2000, vol. 66, no. 2, pp. 199-202.
4. Baeriswyl R., Cornand C. Reducing Overreaction to Central Banks' Disclosures: Theory and Experiment. *Journal of the European Economic Association*, 2014, vol. 12, no. 4, pp. 1087-1126. DOI:10.1111/jeea.12077.
5. Candia B., Coibion O., Gorodnichenko Y. Communication and the Beliefs of Economic Agents. *NBER Working Papers*, no. 27800, 2020.
6. Christelis D., Georgarakos D., Jappelli T., van Rooij M. Trust in the Central Bank and Inflation Expectation. *European Central Bank Working Paper Series*, no. 2375, 2020.
7. Coibion O., Gorodnichenko Y. Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts. *American Economic Review*, 2015, vol. 105, no. 8, pp. 2644-2678. DOI:10.1257/aer.20110306.
8. Coibion O., Gorodnichenko Y. What Can Survey Forecasts Tell Us About Information Rigidities? *Journal of Political Economy*, 2012, vol. 120, no. 1, pp. 116-159. DOI:10.1086/665662.
9. Cukierman A. Accountability, Credibility, Transparency and Stabilization Policy in the Eurosystem. In: Wyplosz C. (ed.). *The Impact of EMU on Europe and the Developing Countries*.

- Geneva, Graduate Institute of International Studies, 2001, chapter 3. DOI:10.1093/acprof:oso/9780199245314.003.0003.
10. Cukierman A., Webb S. B., Neyapti B. Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes. *The World Bank Economic Review*, 1992, vol. 6, no. 3, pp. 353-398.
 11. Dincer N. N., Eichengreen B. Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures. *International Journal of Central Banking*, 2014, vol. 10, no. 1, pp. 189-259.
 12. Dincer N., Eichengreen B., Geraats P. Transparency of Monetary Policy in the Postcrisis World. In: Mayes D. G., Siklos P. L., Sturm J.-E. (eds.). *The Oxford Handbook of the Economics of Central Banking*. Oxford, Oxford University Press, 2019, pp. 287-336. DOI:10.1093/oxfordhb/9780190626198.013.10.
 13. Diouf I., Pépin D. Gender and Central Banking. *Economic Modelling*, 2017, vol. 61(C), pp. 193-206. DOI:10.1016/j.econmod.2016.12.006.
 14. Eijffinger S. C. W., Geraats P. M. How Transparent Are Central Banks? *European Journal of Political Economy*, 2006, vol. 22, no. 1, pp. 1-21.
 15. Eusepi S., Preston B. Central Bank Communication and Expectations Stabilization. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, vol. 2, no. 3, pp. 235-271. DOI:10.1257/mac.2.3.235.
 16. Farvaque E., Stanek P., Hammadou H. Selecting Your Inflation Targeters: Background and Performance of Monetary Policy Committee Members. *German Economic Review*, 2011, vol. 12, no. 2, pp. 223-238.
 17. Farvaque E., Stanek P., Vigeant S. On the Performance of Monetary Policy Committees. *Kyklos*, 2014, vol. 67, no. 2, pp. 177-203. DOI:10.1111/kykl.12049.
 18. Fehrler S., Hughes N. How Transparency Kills Information Aggregation: Theory and Experiment. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2018, vol. 10, no. 1, pp. 181-209. DOI:10.1257/mic.20160046.
 19. Gaballo G. Rational Inattention to News: The Perils of Forward Guidance. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, vol. 8, no. 1, pp. 42-97. DOI:10.1257/mac.20130337.
 20. Geraats P. M. Central Bank Transparency. *The Economic Journal*, 2002, vol. 112, no. 483, pp. F532-F565. DOI:10.1111/1468-0297.00082.
 21. Gersbach H., Hahn V. Should the Individual Voting Records of Central Bankers Be Published? *Social Choice and Welfare*, 2008, vol. 30, no. 4, pp. 655-683. DOI:10.1007/s00355-007-0259-7.
 22. Göhlmann S., Vaubel R. The Educational and Occupational Background of Central Bankers and Its Effect on Inflation: An Empirical Analysis. *European Economic Review*, 2007, vol. 51, no. 4, pp. 925-941.
 23. Gosselin M. A. Central Bank Performance Under Inflation Targeting. *Bank of Canada Staff Working Papers*, no. 07-18, 2007.
 24. Honkapohja S., Mitra K. Comparing Inflation and Price-Level Targeting: The Role of Forward Guidance and Transparency. *The Manchester School*, 2015, vol. 83, no. S2, pp. 27-59. DOI:10.1111/manc.12113.
 25. Hove S., Tchana F. T., Mama A. T. Do Monetary, Fiscal and Financial Institutions Really Matter for Inflation Targeting in Emerging Market Economies? *Research in International Business and Finance*, 2017, vol. 39(PA), pp. 128-149. DOI:10.1016/j.ribaf.2016.07.025.
 26. Imam P. A. Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness. *International Monetary Fund Working Paper*, no. 13/191, 2013.
 27. Issing O. The Eurosystem: Transparent and Accountable: Or "Willem in Euroland". *CEPR Policy Paper*, no. 2, 1999.

28. Kool C. J. M., Middeldorp M., Rosenkranz S. Central Bank Transparency and the Crowding Out of Private Information in Financial Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2011, vol. 43, no. 4, pp. 765-774. DOI:10.1111/j.1538-4616.2011.00395.x.
29. Levy G. Decision Making in Committees: Transparency, Reputation, and Voting Rules. *American Economic Review*, 2007, vol. 97, no. 1, pp. 150-168. DOI:10.1257/aer.97.1.150.
30. Mishkin F. S. Can Central Bank Transparency Go Too Far? *NBER Working Papers*, no. 10829, 2004.
31. Morris S., Shin H. S. Central Bank Transparency and the Signal Value of Prices. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005, vol. 36, no. 2, pp. 1-66.
32. Morris S., Shin H. S. Social Value of Public Information. *American Economic Review*, 2002, vol. 92, no. 5, pp. 1521-1534. DOI:10.1257/000282802762024610.
33. Oikonomou G., Papadamou S., Spyromitros E. The Effect of Central Bank Transparency on Inflation Persistence. *Economics and Business Letters*, 2021, vol. 10, no. 1, pp. 58-68. DOI:10.17811/eb1.10.1.2021.58-68.
34. Papadamou S., Sidiropoulos M., Spyromitros E. Central Bank Transparency and the Interest Rate Channel: Evidence from Emerging Economies. *Economic Modelling*, 2015, vol. 48(C), pp. 167-174. DOI:10.1016/j.econmod.2014.10.016.
35. Rumler F., Valderrama M. T. Inflation Literacy and Inflation Expectations: Evidence from Austrian Household Survey Data. *Economic Modelling*, 2020, vol. 87(C), pp. 8-23. DOI:10.1016/j.econmod.2019.06.016.
36. Salle I., SÉNÉGAS M. A., YILDIZOĞLU M. How Transparent About Its Inflation Target Should a Central Bank Be? *Journal of Evolutionary Economics*, 2019, vol. 29, no. 1, pp. 391-427. DOI:10.1007/s00191-018-0558-4.
37. Salle I., YILDIZOĞLU M., SÉNÉGAS M. A. Inflation Targeting in a Learning Economy: An ABM Perspective. *Economic Modelling*, 2013, vol. 34(C), pp. 114-128. DOI:10.1016/j.econmod.2013.01.031.
38. Sassi S., Gasmi A. The Dynamic Relationship Between Corruption - Inflation: Evidence from Panel Vector Autoregression. *The Japanese Economic Review*, 2017, vol. 68, no. 4, pp. 458-469. DOI:10.1111/jere.12134.
39. Simon H. A. *Models of Bounded Rationality: Empirically Grounded Economic Reason*, vol. 3. Cambridge, MA, MIT Press, 1997.
40. Sims C. A. Implications of Rational Inattention. *Journal of Monetary Economics*, 2003, vol. 50, no. 3, pp. 665-690. DOI:10.1016/S0304-3932(03)00029-1.
41. Stock J. H., Yogo M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In: Andrews D. W. K., Stock J. H. (eds.). *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. N. Y., NY, Cambridge University Press, 2005, pp. 80-108.
42. Svensson L. E. O. Inflation Targeting. In: Friedman B. M., Woodford M. (eds.). *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam, Elsevier, 2010, vol. 3, pp. 1237-1302.
43. Trabelsi E., Hichri W. Central Bank Transparency with (Semi-)Public Information: Laboratory Experiments. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 2021, vol. 90(C). DOI:10.1016/j.socec.2020.101645.
44. Van der Cruysen C. A. B., Eijffinger S. C. W., Hoogduin L. H. Optimal Central Bank Transparency. *Journal of International Money and Finance*, 2010, vol. 29, no. 8, pp. 1482-1507.
45. Walsh C. E. Accountability, Transparency, and Inflation Targeting. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2003, vol. 35, no. 5, pp. 829-849.
46. Walsh C. E. Transparency, Flexibility, and Inflation Targeting. Mishkin F. S., Schmidt-Hebbel K., Loayza N. (eds.). *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies: Monetary Policy Under Inflation Targeting*, 2007, no. 11, pp. 227-263.

47. Weber C. S. Central Bank Transparency and Inflation (Volatility) - New Evidence. *International Economics and Economic Policy*, 2018, vol. 15, no. 1, pp. 21-67. DOI:10.1007/s10368-016-0365-z.
48. Woodford M. Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy. *NBER Working Papers*, no. 8673, 2001.
49. Yudaeva K. Frontiers of Monetary Policy: Global Trends and Russian Inflation Targeting Practices (Review of the Book "Advancing the Frontiers of Monetary Policy" ed. by T. Adrian, D. Laxton, M. Obstfeld). *Russian Journal of Money and Finance*, 2018, vol. 77, no. 2, pp. 95-100. DOI:10.31477/rjmf.201802.95.
50. Zhuravskaya E., Petrova M., Enikolopov R. Political Effects of the Internet and Social Media. *Annual Review of Economics*, 2020, vol. 12, no. 1, pp. 415-438. DOI:10.1146/annurev-economics-081919-050239.

Финансовые рынки

Капитализация фондового рынка: долгосрочные тренды и факторы развития

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 прикладных экономических исследований 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 оценивается динамика показателя доли капитализации в ВВП в 18 развитых странах на временном горизонте 1880–2020 годов в качестве индикатора уровня развития фондового рынка. Выявлены три периода устойчивого роста капитализации — в 1880–1913, 1950–1969 и 1980–1999 годах — между длительными переходными периодами стагнации и даже снижения этого показателя. На долгосрочных горизонтах динамика капитализации зависит от ключевых макроэкономических индикаторов и уровня вовлеченности государства в экономику. Принципиальные изменения в моделях капитализма обусловлены прогрессом технологий и методов организации бизнеса, накоплением диспропорций и противоречий в экономике, геополитическими и иными факторами. Рост капитализации в периоды устойчивого развития капитализма объясняется возможностями привлечения компаниями нового капитала путем размещения акций и ростом курсовой стоимости акций. При этом влияние фактора роста курсовой доходности становится преобладающим. С течением времени в рамках исследуемого периода роль страновых различий в объяснении уровня капитализации сокращается при росте значимости унифицированного набора макроэкономических, демографических и финансовых переменных. Факторами, оказывающими положительное влияние на капитализацию на всех исторических этапах, выступают размер ВВП на душу населения и реальная доходность акций. Отрицательное влияние на динамику капитализации выявлено для доли сельских жителей в общей численности населения, а также для доходности государственных ценных бумаг и уровня расходов бюджета, характеризующих степень вовлеченности государства в экономику. Такие факторы, как открытость экономики, демографическая нагрузка на население, инфляция и уровень государственного долга, в разные исторические периоды воздействовали на динамику капитализации разнонаправленно — в зависимости от специфики сочетания тех или иных факторов и условий.

Ключевые слова: рынок акций, развитые страны, государственный сектор, капитализм.

JEL: B26, E44, G15, G18, N20.

Авторы выражают глубокую признательность за содержательные замечания и комментарии Ю. А. Данилову, С. М. Дробышевскому, Б. Б. Рубцову, С. Г. Синельникову-Мурылеву, П. В. Трунину, М. Ю. Турунцевой, Р. М. Энтову.

1. Постановка задачи

В современных исследованиях для характеристики уровня развития фондовых рынков развитых стран всё чаще используется показатель капитализации. Это вызвано рядом причин. Во-первых, на микроуровне капитализация была и остается одним из ключевых показателей эффективности деятельности компаний и их менеджмента. Возможность устойчивого роста капитализации бизнеса на долгосрочных временных горизонтах служит мерой благоприятного инвестиционного климата и политической стабильности. Во-вторых, уровень капитализации отражает рост как курсовой доходности акций, так и их выпуска компаниями в целях привлечения инвестиций. Наконец, долгосрочные исторические ряды показателя капитализации к ВВП по представительной выборке стран относительно недавно стали доступными в открытых базах данных¹. В статье анализируются динамика показателя капитализации к ВВП в восемнадцати развитых странах на временном горизонте 142 лет и влияющих на этот показатель факторов с 1880 года по 2020-й.

Изучению факторов развития финансового сектора посвящено множество исследований. В [Beck, 2018] выделены три группы: (1) состояние институтов и содержание экономической политики, (2) поведение элит и устройство политической системы², (3) особенности исторического развития стран с точки зрения эволюции правовых систем, последствий колониальной политики, обеспеченности природными ресурсами, религии, этики и поведения людей, значимости социального капитала.

В настоящей статье совмещаются два направления исследования факторов развития финансового рынка, отмеченных Торстеном Бекком. Прежде всего это исторический подход, связывающий развитие фондового рынка с особенностями государственного вмешательства в экономику. Одновременно с этим, разделив 142-

¹ Прежде всего это работа [Rajan, Zingales, 2003b], в которой обоснована гипотеза о U-образной траектории изменений капитализации разных стран на протяжении XX века, и исследование [Kuvshinov, Zimmermann, 2018], показавшее, что изменения среднего по развитым странам показателя капитализации к ВВП на временном периоде 1870–2016 годов напоминают хоккейную клюшку, когда вслед за относительно стабильным его значением на протяжении почти столетия с 1980-х годов произошел резкий рост.

² К влиянию институтов и экономической политики в [Beck, 2018] отнесены факторы макроэкономической стабильности, правоприменения контрактных обязательств, информационной прозрачности, структуры рынка и конкуренции, финансового регулирования и надзора, степени открытости финансовой системы для внешних конкурентов и иностранного капитала. Факторы, характеризующие особенности поведения элит и устройства политической системы, связаны с балансом между общественными и частными интересами в обществе, уровнем открытости к конкуренции политических систем, особенностями финансовых реформ, преобладанием тех или иных групповых интересов и поведением разных групп участников рынка.

летний период эволюции фондового рынка на несколько среднесрочных временных интервалов, мы получили возможность исследовать влияние на уровень его развития макроэкономических, финансовых и институциональных факторов, характерных для того или иного периода.

Периодизация истории капитализма в развитых странах в зависимости от изменения роли государства в экономике не нова. Анализ различных фундаментальных исследований по этой теме, представленный в третьей части настоящей статьи, демонстрирует относительно общее понимание ключевых этапов развития капитализма за период 1880–2020 годов. Применяемый нами новый подход, выделяющий не только эпохи, но и периоды устойчивого развития, позволяет более детально изучить динамику капитализации и определяющие ее факторы по сравнению с другими исследованиями.

2. Теоретические взгляды на исторические тренды капитализации

В отличие от исследований, посвященных доходности вложений в различные инвестиционные активы, долгосрочные тренды капитализации и влияющие на нее факторы изучены в меньшей степени. Отчасти это объясняется дефицитом эмпирических данных о капитализации фондового рынка разных стран и связанных с ней показателях на долгосрочных временных горизонтах.

На основе данных о развитии фондового рынка в 24 странах за период 1913–1999 годов Рагхурам Раджан и Луиджи Зингалес [Rajan, Zingales, 2003b] показали, что уровень капитализации к ВВП во многом определяется не объективными факторами, а теми или иными особенностями поведения участников рынка³, что было сформулировано ими в виде теории влияния групповых интересов на финансовое развитие. Использование публичного рынка для перераспределения финансовых ресурсов не всегда выгодно влиятельным группам промышленного и банковского капитала, заинтересованным в извлечении ренты из своего монопольного положения на рынке. Возникновению подобных сговоров на рынке, по мнению Раджана и Зингалеса, противостоит открытость экономик, то есть международные торговые отношения и денежные потоки иностранного капитала. На основе эмпирических оценок авторы показали, что относительный размер капитализации к ВВП выше в экономиках, более открытых для внешней конкуренции.

³ По классификации [Beck, 2018] эти факторы развития финансовых рынков можно отнести к индикаторам взаимодействия групп интересов в обществе и особенностей политических систем разных стран.

По расчетам Раджана и Зингалеса [Rajan, Zingales, 2003b] в большинстве стран выборки размер капитализации в 1913 году примерно соответствовал ее уровню в 1980-х. В 1930–1970-е годы по разным причинам уровень открытости экономик снизился, что привело к уменьшению влияния фондовых рынков на экономику стран и, соответственно, к снижению уровня капитализации публичных компаний.

От гипотезы Раджана и Зингалеса существенно отличаются выводы Дмитрия Кувшинова и Каспара Циммерманна о динамике капитализации в семнадцати странах с развитой экономикой за период 1870–2016 годов [Kuvshinov, Zimmermann, 2018]. Авторы показывают, что уровень капитализации в этих странах в начале XX века существенно не отличался от значений середины столетия. Динамика показателя капитализации к ВВП напоминает форму хоккейной клюшки: она была относительно стабильной до 1980-х, а затем резко устремилась вверх в 1980–1990-е годы. В период с 1870-го по 1985-й размер капитализации в среднем составлял около трети ВВП. В 1980-е и 1990-е годы на фондовых рынках в странах выборки наблюдался беспрецедентный рост. В настоящее время рыночные значения капитализации по отношению к ВВП остаются примерно в 1,3 раза выше исторической нормы.

Явление, наблюдавшееся в 1980–1990-е годы, авторы назвали большим взрывом (big bang) капитализации, выделив пять причин, которые его вызвали: выпуск новых акций в обращение, высокая прибыль компаний, низкие налоги, динамика премий за риск и безрисковых ставок. Однако большой взрыв в значительной мере был обусловлен ростом цен на акции, а не их количеством, то есть новыми эмиссиями. Большая часть роста цен акций не объясняется такими фундаментальными факторами, как прибыль и налоги. Скорее всего, он отчасти был следствием снижения премии за риск, что имеет отношение к поведенческим факторам, а именно восприятию инвесторами рисков от вложений в разные активы. Наблюдаемый сейчас высокий уровень капитализации, вероятно, в будущем вызовет снижение доходности вложений в акции и дивидендной доходности.

Анализируя динамику роста сводного индекса S&P в США за период с 1871 года, Роберт Шиллер называет рост рынка акций с июля 1982 года по март 2000-го самым значительным бумом тысячелетия [Shiller, 2005. P. 34–35]. Однако он замечает, что «мы не видим в этой фигуре кривую экспоненциального роста в виде хоккейной клюшки с постоянно высокими темпами роста» [Shiller, 2005. P. 350].

Исследования влияния на капитализацию макроэкономических, финансовых и иных факторов, как правило, проводились на более краткосрочных временных горизонтах, что не всегда позволяет объяснить долгосрочные тренды в развитии фондового рынка. В [Garcia, Liu, 1999] на выборке из пятнадцати стран с 1980 года по 1995-й показано, что выпуск, норма сбережения, развитие финансовых посредников и ликвидность фондового рынка являются детерминантами финансового развития, которое авторы измеряют капитализацией. При этом они считают незначимыми показатели макроэкономической волатильности. Открытость экономики [Do, Levchenko, 2004; Huang, Temple, 2005] и прямые иностранные инвестиции [Aggarwal et al., 2006; Claessens et al., 2001] способствуют развитию финансового рынка.

В [Billmeier, Massa, 2009] исследовано влияние на капитализацию макроэкономических показателей на примере семнадцати развивающихся стран Ближнего Востока и Центральной Азии за период с 1995 года по 2005-й. Авторы показали, что институциональное и макроэкономическое развитие оказывает положительное влияние на капитализацию в странах, которые не являются экспортёрами нефтепродуктов. Для стран-экспортёров наиболее существенными являются факторы институтов и цен на нефть, а макроэкономические факторы практически не значимы.

Во многих работах исследовалось влияние институтов на развитие фондового рынка. В [Pagano, 1993] выделена важность прозрачности и регулирования для повышения уверенности инвесторов и, следовательно, развития рынка. Авторы [La Porta et al., 1997; 1998; 1999; 2000] обосновали, что важным фактором развития как фондовых рынков, так и банков оказывается наличие той или иной модели правовой системы и правоприменения, с разной степенью эффективности обеспечивающей защиту интересов акционеров и кредиторов. Наличие в странах более сильной защиты прав акционеров способствует росту капитализации, количества компаний в листинге и проведению большего числа IPO. На выборке переходных экономик в [Pistor et al., 2000] обосновывается значимость не только законодательной системы, но и эффективности правовых институтов. Авторы [Perotti, van Oijen, 2001] утверждают, что существует положительная взаимосвязь между программами приватизации и развитием фондового рынка. В [Creane et al., 2004] показано значимое влияние государственного вмешательства в банковскую и финансовую среду, что может мешать развитию финансового рынка.

В исследованиях [Giannetti, Laeven, 2008; Niggemann, Rocholl, 2010; Scharfstein, 2018] рассмотрены различные аспекты влияния пенсионных реформ на фондовый рынок и капитализацию. В [Scharfstein, 2018] на основе анализа данных 23 стран — членов ОЭСР (OECD) сделано предположение, что страны, где более значимую роль играет солидарная распределительная пенсионная система (PAYGO)⁴, характеризуются более слабым уровнем развития фондового рынка. Исследователь выявил отрицательную зависимость между размером капитализации как доли ВВП и коэффициентом замещения утраченного заработка по государственным пенсиям. В то же время страны с фондируемыми пенсионными планами, как правило, характеризуются наличием более развитого финансового сектора, что измеряется в виде доли добавленной стоимости последнего по отношению к ВВП.

На примере проведенных в 1976–2007 годах в 57 странах 87 пенсионных реформ в [Niggemann, Rocholl, 2010] показано, что введение фондируемых пенсионных планов вело к росту отношения капитализации рынков акций и корпоративных облигаций к ВВП в этих странах по сравнению с периодами до проведения соответствующих реформ. Особенно значимый эффект отмечен в развивающихся странах с более низким уровнем развития рынка капиталов. Изучая систему пенсионных накоплений в Швеции, авторы [Giannetti, Laeven, 2008] выявили, что рост стоимости активов пенсионных фондов ведет к росту их инвестиций в акции и, соответственно, улучшает корпоративное управление и повышает стоимость акций. В исследованиях [Абрамов, 2014; Абрамов и др., 2016] на примере развивающихся экономик обосновано позитивное влияние системы пенсионных накоплений на развитие фондового рынка.

Таким образом, весьма ограниченный круг научных работ, посвященных долгосрочным трендам динамики капитализации, в основном опирается на факторы, которые по классификации [Beck, 2018] описывают поведенческие характеристики и особенности интересов тех или иных групп участников рынка. Исследования аналогичных закономерностей на более краткосрочных временных горизонтах в большей мере выделяют институциональные факторы. В известных нам научных работах о капита-

⁴ В качестве показателя, характеризующего уровень развития государственной распределительной пенсии в той или иной стране, автор использовал коэффициент замещения утраченного заработка по государственным пенсионным планам в 2014 году, рассчитываемый OECD по отношению к средней заработной плате.

лизации практически не применялся упоминаемый Бекком подход к анализу факторов развития фондового рынка на основе детерминант исторического процесса, на чем мы собираемся остановиться ниже.

3. Капитализация на разных этапах развития капитализма

Особенностью нашего исследования является то, что периодизация развития фондового рынка в нем опирается не на теорию финансовых циклов, а на анализ этапов капитализма в развитых странах в зависимости от разного уровня вмешательства государства в экономику. Вопросы классификации деловых циклов и финансовых кризисов являются более дискуссионными проблемами экономической теории [Энтоу, 2018; Jones, 2016], чем определение/вычленение ключевых этапов развития капитализма. Приведенная в табл. 1 классификация периодов истории капитализма опирается на работы Егора Гайдара [Гайдар, 2005], Дэни Родрика [Rodric, 2011], Вито Танци [Tanzi, 2011], Михаэля Манна [Mann, 2013], Клауса Шваба [Schwab, 2017], Алана Гринспена и Андриана Вулдриджа [Greenspan, Wooldridge, 2018], Адама Туза [Tooze, 2018], Андреаса Нольке и Кристиана Мэя [Nölke, May, 2019] и других исследователей.

Весь временной отрезок с 1880 года по 2020-й можно разделить на *три эпохи*: капитализм *laissez-faire* 1880–1930 годов, смешанная экономика и государства всеобщего благосостояния 1931–1970 годов и свободная конкуренция и глобализация 1971–2020 годов. В каждой из трех эпох существовали *периоды устойчивого развития*: 1880–1913 годы — «триумф капитализма» (Гринспен и Вулдридж), 1950–1969-й — «золотой век демократического капитализма» (Манн), 1980–1999-й — «великое успокоение» (Гринспен, Вулдридж и Туз). В периоды устойчивого развития, как правило, наблюдались наиболее высокие темпы экономического роста и низкая инфляция⁵. Между указанными периодами лежат так называемые *переходные периоды*.

Поворотными событиями в смене эпох капитализма стали три самых глубоких и продолжительных финансовых кризиса (со-

⁵ Только в период устойчивого развития 1980–1990-х годов среднегодовой уровень инфляции в размере 4,9% превысил средний показатель роста цен на потребительские товары в течение 1971–2020 годов, составивший 4,4%. Это связано с тем, что на 1980-е пришлось основные усилия развитых стран по обузданию высокой инфляции, сложившейся в 1970-х, которая в среднем за год достигала 9,7%.

гласно расчетам в [Kaplan et al., 2009; Siegel, 2009; 2010]⁶): падение индекса акций американских компаний с августа 1929 года по май 1932-го, во время Великой депрессии, на 79,0%; обвал акций доткомов и глобальный финансовый кризис в августе 2000 года — феврале 2009-го, когда цены акций американских компаний снизились на 54,0% («потерянное десятилетие») [Kaplan et al., 2009]⁷; период с декабря 1972 года по сентябрь 1974-го с высокой инфляцией, войной во Вьетнаме и Уотергейтским скандалом в США при снижении рынка акций на 51,9%.

Т а б л и ц а 1

**Классификация эпох и периодов капитализма
в развитых странах, 1880–2020 годы**

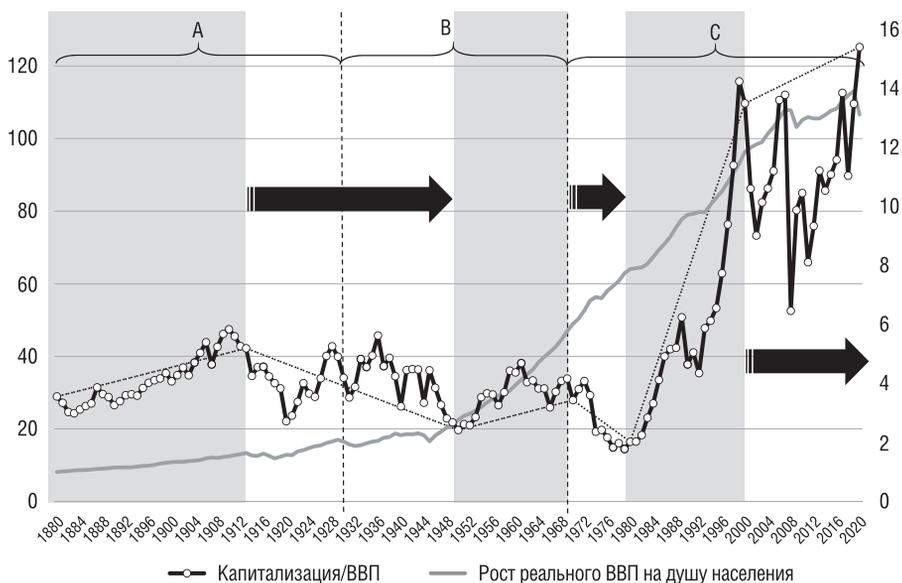
Эпоха	Характеристика эпохи	Рост ВВП на душу населения и инфляция (%)	Завершение эпохи	Выделяемые периоды	Характеристика периода	Рост ВВП на душу населения и инфляция (%)
1880–1930	Свободная конкуренция и глобализация	1,5 и 4,1	Великая депрессия 1929–1933 годов	1880–1913	«Триумф капитализма»	1,6 и 0,8
1931–1970	Смешанная экономика и государства всеобщего благосостояния	2,8 и 7,9	Финансовый кризис 1972–1974 годов, стагфляция	1950–1960-е	«Золотой век демократического капитализма»	4,0 и 3,9
1971–2020	Свободная конкуренция и глобализация	1,6 и 4,4		1980–1990-е	«Великое успокоение»	2,0 и 4,9
				2000–2020-е	Политика поддержки рынков со стороны государства	0,6 и 1,7

Примечание. Периоды устойчивого развития маркированы серым.

Периоды ускоренного развития в 1880–1913, 1950–1969 и 1980–1999 годах помимо ускоренного экономического роста и низкой инфляции отличались стабильным ростом капитализации (рис. 1). И напротив, переходные периоды во всех трех эпохах, как

⁶ См. также: Kaplan P. D. In Long History of Market Crashes, Coronavirus Crash Was the Shortest // Morningstar. 2021. Marth 9. <https://www.morningstar.com/articles/1028407/in-long-history-of-market-crashes-coronavirus-crash-was-the-shortest>.

⁷ Кризис 2000–2009 годов привел к завершению периода устойчивого развития 1980–1990-х и началу переходного периода 2000–2020-х.



Примечания: 1. Фигурными скобками отмечены эпохи в развитии капитализма, серым маркированы периоды устойчивого экономического развития. 2. Буквами обозначены эпохи: А — *laissez-faire*, 1880–1930 годы; В — смешанной экономики, 1931–1970 годы; С — экономической либерализации и глобализма, 1971–2020 годы. 3. Рост реального ВВП на душу населения оценивался в долларах 2011 года. 4. При расчете коэффициента роста реального ВВП на душу населения показатель 1880 года принят за 1.

Источники: [Kuvshinov, Zimmermann, 2018]; <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

Рис. 1. Динамика показателя средней доли капитализации к ВВП (левая ось, %) и роста реального ВВП на душу населения в развитых странах (правая ось, коэффициент), 1880–2020 годы

правило, характеризовались снижением показателя капитализации к ВВП⁸.

Указанная динамика капитализации отражает неожиданный феномен, заключающийся в том, что устойчивый рост капитализации может достигаться как в условиях преобладания рыночной модели, так и при активном вмешательстве государства в экономику. Напротив, повышенная волатильность рынка акций и снижение капитализации наблюдаются не только при росте влияния государства в экономике или в таких экстремальных ситуациях, как войны, но и в условиях относительно либеральной экономической модели и глобализации экономических связей. Примером таких долгосрочных провалов фондового рынка являются

⁸ Период 1914–1949 годов мы рассматриваем в качестве общего переходного, хотя формально он состоит из подпериодов 1914–1930 и 1931–1949 годов, для которых были характерны неблагоприятные условия для развития экономики и финансовой сферы из-за двух мировых войн и Великой депрессии 1929–1933 годов.

1970-е годы и период 2000–2020 годов. Таким образом, уровень развития фондового рынка и его динамика зависят не столько от самого присутствия государства в экономике, сколько от особенностей проводимой им экономической политики.

В 1880–1913 годах ускоренный рост капитализации был связан с достижениями первой промышленной революции, развитием акционерной формы капитала и либерализацией международного рынка капитала. Особенностью этого периода являлась трансформация частного капитала в открытые акционерные общества, позволявшие привлекать значительные инвестиции с помощью размещения акций для финансирования крупных проектов. По мнению Шваба, со второй половины XIX века индустриализация начала оказывать благоприятное воздействие на материальное положение работников в развитых странах [Schwab, 2017]. Рост благосостояния способствовал притоку на фондовый рынок средств частных инвесторов, самые состоятельные из которых играли ключевую роль на фондовых рынках в начале 1900-х годов [Chambers, Dimson, 2016. P. 252].

Феномен ускоренного роста фондового рынка в 1950–1969 годах в условиях смешанной экономики и создания государств всеобщего благосостояния опирался на восстановительный рост экономик развитых стран после Второй мировой войны, инвестиции и технологическую помощь США странам Западной Европы и Японии, развитие технологий второй и третьей волн промышленной революции. Установленные Бреттон-Вудским соглашением 1944 года ограничения на движение международного капитала для фондового рынка компенсировались использованием компаниями ресурсов на внутренних фондовых рынках. Этому во многом способствовала фискальная политика государств: возросшие государственные расходы финансировались за счет роста налогового бремени на компании, что стимулировало привлечение ими внешних ресурсов на рынке. Кроме того, многие государства сдерживали рост государственного долга, финансируемого за счет выпуска государственных ценных бумаг, что позволяло рынку акций развиваться более быстрыми темпами.

Наконец, рост фондового рынка в третьем периоде устойчивого развития в 1980–1999 годах опирался на экономические реформы в развитых странах, глобализацию экономик и либерализацию международного рынка капиталов, ускоренный рост институциональных инвесторов в виде пенсионных фондов, усиление роли администраторов накопительных пенсионных планов и взаимных фондов. Ускоренному росту фондового рынка в этот период

способствовали также такие специфические факторы, как рост финансового рычага, используемого инвесторами, начало массового применения финансовых инноваций без должного регулирования, а также нерациональное поведение частных инвесторов.

Переходные периоды 1914–1949 годов пришлись на время Первой мировой войны (1914–1918), Великой депрессии (1929–1933) и Второй мировой войны (1939–1945), когда беспрецедентный уровень вмешательства государства в экономику мог вести не только к долгосрочным падениям фондовых рынков, но и нередко к их полной остановке. Второй переходный период с затяжным падением рынка акций пришелся на 1970-е — время борьбы со стагфляцией и нефтяными шоками на фоне обострения геополитических проблем, последней фазы войны во Вьетнаме и импичмента президента Никсона в США.

Среди переходных периодов можно выделить 2000–2020 годы, для которых характерна тенденция умеренного роста показателя капитализации к ВВП с резким повышением его волатильности. Нестабильность в этот период была во многом обусловлена тем, что финансовая глобализация и инновации не сопровождалась созданием соответствующей системы финансового регулирования и надзора, а финансовые рынки вели себя иррационально, игнорируя различные риски. Это время многие исследователи рассматривают как разворот в сторону организованного капитализма [Nölke, May, 2019; Rodric, 2011; Tooze, 2018]. Период 2000–2020 годов характеризуется более активным вовлечением государства в решение проблем имущественного неравенства граждан [Rajan, 2010], массовым применением методов финансовой инженерии и инноваций в финансах, ориентацией бюджетной и денежно-кредитной политики на обеспечение финансовой стабильности не только финансовых посредников, но и нефинансового сектора и домашних хозяйств.

Финансовые кризисы конца 1990-х и 2008–2009 годов были не только провалами рынка, но и результатом накопления нерешенных проблем в регулировании. Например, в США снижение стандартов выдачи ипотечных кредитов в процессе изменения Community Reinvestment Act 1977 года создало предпосылки роста пузыря на жилищном рынке. Отмена в 1999-м требований закона Гласса — Стиголла 1933 года об отделении деятельности коммерческих банков, привлекающих депозиты, от инвестиций в рискованные активы в итоге привела к проблеме *to big to fail* крупнейших банков, которую финансовые регуляторы развитых стран не смогли решить до сих пор [Eichengreen, 2015]. В Европейском союзе спешное введение евро не сопровождалось укреплением бюджетной и кредитно-банковской консолидации стран,

что в итоге вызвало кризис зоны евро в 2010 году [Eichengreen, 2015; Wolf, 2014].

Кризисы 2008 и 2020 годов привели к стабильно низким процентным ставкам, устанавливаемым центральными банками, мерам количественного смягчения и беспрецедентному со времен окончания Второй мировой войны росту масштабов государственного долга в развитых странах. Всё это искажало рыночные сигналы и вело к появлению пузырей на рынке инвестиционных активов. По расчетам издания *The Economist*, в первой половине 2021 года в результате количественных смягчений объемы активов центральных банков в развитых странах достигли 28 трлн долл., что составляет около $\frac{3}{4}$ стоимости капитализации компаний, входящих в индекс S&P 500⁹. Меры количественного смягчения вызвали снижение доходности долгосрочных государственных ценных бумаг в США, Великобритании и странах ЕС примерно на 2 п.п. Заниженная доходность государственных облигаций способствовала повышению спроса на акции и быстрому росту их стоимости.

Оценка того, насколько рост показателя капитализации к ВВП в развитых странах опирается на рост реальной (с поправкой на инфляцию) курсовой стоимости акций или на более фундаментальный фактор, характеризующий чистый объем привлечения капитала компаниями с помощью выпуска новых акций, на рассматриваемых длинных временных горизонтах является сложной задачей в силу отсутствия исторических рядов данных о динамике размещений и обратных выкупах акций. В настоящем случае мы можем опираться лишь на косвенные оценки с помощью метода декомпозиции динамики показателя капитализации к ВВП, предложенного в [Kuvshinov, Zimmermann, 2018] (табл. 2). Новизной нашего подхода к расчетам является использование более актуальных данных и учет различных периодов развития экономик¹⁰.

Как следует из табл. 2, во всех трех периодах устойчивого развития в 1880–1913, 1950–1969 и 1980–1999 годах среднегодовой прирост показателя капитализации к ВВП оказывался положи-

⁹ The Quest to Quit QE // *The Economist*. 2021, July 10. P. 65–67. <https://www.economist.com/finance-and-economics/2021/07/04/central-banks-face-up-to-the-daunting-task-of-quitting-qe>.

¹⁰ В табл. 2 использована методика декомпозиции прироста показателя капитализации к ВВП, примененная в [Kuvshinov, Zimmermann, 2018. P. 13–14], на три фактора: изменение денежного потока от размещенных и выкупленных компаниями акций, прирост разницы курсовой стоимости акций по сравнению с инфляцией и прирост реального ВВП. Разница между указанными тремя переменными и приростом капитализации составляет необъясненный остаток. В отличие от упомянутого исследования Кувшинова и Циммерманна, мы не располагаем историческими данными о чистом потоке денежных средств, привлекаемых компаниями с помощью выпуска и обратного выкупа акций. Поэтому остаточный фактор в табл. 2 включает не только остаток, приходящийся на сделки выпуска/выкупа акций, но и определенную погрешность в расчетах. Однако, по данным Кувшинова и Циммерманна, эта погрешность незначительна и составляет для разных периодов от -0,14 до 0,19 п.п.

Т а б л и ц а 2

**Декомпозиция среднего прироста показателя капитализации к ВВП на факторы,
связанные с ростом цен акций, приростом реального ВВП
и выпуском новых акций в развитых странах, 1880–2020 годы**

	1880– 1913	1914– 1949	1950– 1969	1970– 1979	1980– 1999	2000– 2020
1. Прирост рыночной капитализации (%) (строка 2 – строка 3 + строка 4)	3,097	–1,545	1,945	–11,519	12,495	0,777
2. Прирост реальной курсовой доходности (п.п.)	0,542	–3,928	2,280	–8,535	8,945	0,417
3. Темпы роста реального ВВП (п.п.)	2,359	2,429	4,767	3,403	2,480	1,249
4. Остаток: оценка влияния размещения и обратного выкупа акций с некоторой погрешностью (п.п.)	4,915	4,812	4,432	0,419	6,010	1,609
5. Число наблюдений	309	388	258	135	286	314

Примечания: 1. Расчет произведен без учета данных по Канаде. 2. Прирост показателей в строках 1–4 рассчитан в виде изменений логарифмов.

тельным в отличие от переходных периодов 1914–1949 и 1970–1979 годов, когда он принимал отрицательные значения. В 2000–2020 годах прирост среднегодового показателя капитализации составил всего 0,8%, что было существенно ниже, чем во всех трех периодах устойчивого развития, включая 1980–1999 годы.

Ключевую роль в динамике показателя капитализации к ВВП, как правило, играл фактор чистого привлечения капитала компаниями, при этом более высокие значения этого фактора наблюдались в периоды устойчивого развития по сравнению с последующими переходными периодами. В 1880–1913 годах фактор прироста капитала в среднем обеспечивал 4,9 п.п. прироста капитализации, в 1950–1969-м — 4,4 п.п., в 1980–1999-м — 6,0 п.п. по сравнению с 4,8 п.п. в 1914–1949-м, 0,4 п.п. — в 1970–1979-м и 1,6 п.п. — в 2000–2020 годах.

В периоды устойчивого развития, вероятно в результате повышенного оптимизма инвесторов, наблюдался прирост реальной курсовой стоимости акций. Со временем значение этого фактора для разных периодов устойчивого развития существенно росло. В 1880–1913 годах его вклад в среднегодовой прирост капитализации составил 0,5 п.п. из 3,1%, в 1950–1969-м он вырос до 2,3 п.п. из 1,9% и в 1980–1999-м — до 8,9 п.п. из 12,5%. При этом влияние на капитализацию фактора курсовой стоимости в последний период устойчивого развития заметно превысило влияние фактора привлечения капитала. В переходные периоды реальная курсовая доходность акций, как правило, способствовала снижению показателя капитализации к ВВП. Лишь в 2000–2020 годах незначительный среднегодовой рост капитализации на 0,8 п.п. произошел

на фоне вклада реальной курсовой доходности акций в размере 0,4 п.п.

Таким образом, ускоренный рост капитализации в периоды устойчивого развития объясняется смешанным влиянием двух факторов: более активным привлечением капитала публичными компаниями и эйфорией инвесторов, проявляющейся в ускоренном повышении курсовой стоимости акций. С течением времени в периоды устойчивого развития влияние фактора курсовой доходности на рост капитализации усиливалось.

В этом разделе мы рассмотрели общеисторические тенденции развития фондового рынка через призму капитализации. Далее оценим особенности влияния на капитализацию тех или иных факторов на разных этапах исторического развития.

4. Факторы долгосрочных изменений уровня капитализации

С помощью эконометрических моделей в статье анализируются переменные, оказывавшие устойчивое влияние на динамику капитализации на долгосрочном временном горизонте, а также особенности проявления таких взаимосвязей в разные периоды.

Объясняемой переменной является показатель капитализации к ВВП в восемнадцати развитых странах за период 1880–2020 годов. В число стран входят Австралия, Австрия, Бельгия, Великобритания, Германия, Дания, Испания, Италия, Канада, Нидерланды, Норвегия, Португалия, США, Финляндия, Франция, Швейцария, Швеция и Япония¹¹.

В качестве факторов, влияющих на размер капитализации, использованы одиннадцать переменных, описание и методы формирования которых приведены в табл. П1. Размер ВВП на душу населения в долларах 2011 года используется как мера уровня экономического развития стран. Расходы бюджета/ВВП и доходность государственных бумаг являются оценками масштабов роли государства в экономике: чем выше указанные показатели, тем она более значима. Рост реального ВВП на душу населения и среднегодовая инфляция характеризуют эффективность экономической, бюджетно-налоговой и денежно-кредитной политики. Доля товарного экспорта в ВВП используется в качестве оценки открытости экономик развитых стран, доля сельского населения — для оценки степени индустриализации стран и влияния

¹¹ Для Австрии, Испании, Италии, Нидерландов, Финляндии и Швейцарии наблюдается большое количество пропусков ранних исторических данных о капитализации и/или иных факторах, поэтому эти страны не включены в модели с 1880 года по 1930-й.

промышленной революции¹². Доля лиц в возрасте старше 65 лет в численности населения трудоспособного возраста является показателем демографических процессов. Размеры реальной доходности акций, доходности государственных облигаций и разницы между реальной доходностью долгосрочных государственных ценных бумаг и темпами роста реального ВВП характеризуют привлекательность этих финансовых инструментов в глазах инвесторов¹³.

С учетом особенностей типов капитализма на разных исторических горизонтах были построены модели для трех разных эпох: 1880–1930, 1931–1970, 1970–2020 годов и для трех периодов устойчивого развития внутри этих эпох (1880–1913, 1950–1969 и 1980–1999 годов). По нашему мнению, построение модели для оценки влияния на капитализацию выбранных переменных на всём почти 142-летнем временном горизонте является не вполне корректным. Как было показано выше, эпохи и периоды существенно различаются, поэтому анализ вне исторического контекста может привести к искаженным выводам.

Построение и оценка эконометрических моделей сопряжены с рядом классических проблем работы с макроэкономическими панельными данными. Ненаблюдаемые специфические характеристики стран учтены путем оценки панельных данных с фиксированными эффектами¹⁴. Перекрестное влияние развития стран и их рынков (*spillover effect*) учтено путем коррекции на кросс-секционную корреляцию, что позволяет получить устойчивую оценку коэффициентов (метод, предложенный в [Newey, West, 1987] и доработанный для длинных панельных данных в [Arellano, 2002; Driscoll, Kraay, 1998]).

Проблема эндогенности, связанная прежде всего с переменной экономического роста, не могла быть решена с помощью метода инструментальных переменных, так как рассматриваемый промежуток времени велик, а имеющиеся факторы являются слабыми инструментами. Поэтому вместо экономического роста используется его лаг в один год, что не позволяет полностью решить про-

¹² Показатель доли сельских жителей имеет ряд ограничений и не во всех случаях объективно отражает общую тенденцию в динамике индустриализации стран. Например, в Швейцарии его значение велико из-за специфики страны, в которой люди предпочитают работать в городе, но жить за его пределами. Поэтому интерпретация фактора и его влияния проводилась с учетом подобных эффектов.

¹³ В частности, дифференциал ($r - g$) — разница реальной доходности долгосрочных государственных облигаций и темпов роста ВВП — характеризует степень благоприятности условий для размещения государственных облигаций. Если $r < g$, то при прочих равных в стране существуют благоприятные условия для размещения облигаций, поскольку реальная отдача от экономики в целом превышает доходность государственных ценных бумаг.

¹⁴ В пользу этого метода практически для всех моделей свидетельствует версия теста Хаусмана с робастной ковариационной матрицей.

блему, однако является наиболее приемлемым способом с учетом сохранения интерпретируемости полученных результатов¹⁵.

В таблицах с результатами расчетов представлены две оценки коэффициента детерминации. Первая, $R^2 LSDV$, — коэффициент детерминации в модели с фиктивными переменными, которые характеризуют принадлежность наблюдения каждой конкретной стране, — показывает, сколько процентов волатильности зависимой переменной объясняет набор факторов совместно с фиктивной переменной на каждую страну согласно обычному методу наименьших квадратов. Вторая, $R^2 within$, показывает успешность подгонки модели для очищенных от индивидуальных средних данных и характеризует уровень объясняемости только факторов. Отбор моделей для всех эпох и периодов осуществлялся с учетом следующих принципов: отсутствие высокой корреляции факторов внутри каждой модели перед оценкой и проблем мультиколлинеарности факторов по тестам после оценки (VIF-тест); наличие не более пяти-шести факторов в каждой модели, так как в ином случае с учетом фиксированных эффектов снижается значимость оценок и увеличивается риск мультиколлинеарности; получение максимальной объясняющей силы моделей с наибольшими коэффициентами детерминации; значимость моделей в целом¹⁶; участие всех переменных хотя бы в одной модели для каждого периода.

Количественный анализ проводился по трем направлениям: анализ показателей трех эпох развития капитализма; выявление особенностей воздействия отобранных факторов в периоды устойчивого роста; оценка влияния государства на капитализацию как основной показатель развития фондового рынка.

Фиксированные эффекты значимы в каждой модели¹⁷, причем именно они имеют наибольшую объясняющую силу, которая снижается по мере перехода от старых периодов к новым. Уменьшение значимости эффектов подтверждает гипотезу о сближении траекторий развития рынков и преобладании значимости макроэкономических факторов по сравнению с неучтенными или ненаблюдаемыми различиями между странами.

На протяжении всех трех эпох капитализма устойчивое и значимое влияние на капитализацию оказывали характеристики раз-

¹⁵ Тесты на единичный корень в панельных данных [Im et al., 2003; Levin et al., 2002; Maddala, Wu, 1999] для каждой из эпох для капитализации и экономического роста показали, что единичный корень может присутствовать в редких странах, однако гипотеза о наличии единичного корня в панели в целом не может быть принята. Рыночная капитализация тестировалась против тренда, экономический рост — против индивидуальных панельных констант.

¹⁶ F-тест на одновременное равенство нулю всех коэффициентов, значение статистики и его значимость в строке F Statistic.

¹⁷ Согласно результатам теста Вальда на их совместное равенство нулю (в таблицах значение в строке F Test for Individual FE меньше доверительного уровня в 10% для всех моделей).

мера ВВП на душу населения, реальной доходности акций и доли сельских жителей в общей численности населения (табл. П2–П4).

Влияние на капитализацию переменной ВВП на душу населения в долларах 2011 года оказалось положительным во всех трех эпохах и значимым на горизонте двух из трех эпох. Повышение уровня благосостояния в странах делает более востребованным фондовый рынок как механизм аккумуляции сбережений и перераспределения инвестиций. Это согласуется с выводами других исследователей (например, [Demirgüç-Kunt, Levine, 2001]).

Положительное и значимое влияние на капитализацию оказывала реальная доходность акций, то есть превышение номинальной доходности фондовых индексов акций над инфляцией. Размер реальной доходности акций определяет их привлекательность в глазах инвесторов. Этот фактор характеризует не только экономический потенциал компаний, проявляющийся в росте курсовой стоимости их акций, но и уровень оптимизма инвесторов, их склонности к риску. Исключение составила лишь эпоха 1880–1930 годов, где фактор реальной доходности акций в количественной модели оказался незначим (табл. П2). Это обусловлено тем, что указанная эпоха состояла из двух довольно разных периодов: устойчивого развития в 1880–1913 годах и переходного в 1914–1930 годах, включавшего Первую мировую войну и Великую депрессию. В период устойчивого развития реальная доходность акций росла, оказывала значимое положительное влияние на капитализацию (табл. П5), а в последующем переходном периоде связь между капитализацией и доходностью акций ослабла, что и привело к незначимости факторов реальной доходности акций на протяжении всего периода 1880–1930 годов.

Во все эпохи и периоды устойчивого развития значимое и отрицательное влияние на уровень капитализации оказывал показатель доли сельских жителей в общей численности населения развитых стран (табл. П2). Повышение доли городского населения отражает уровень индустриализации экономик, что сопровождается ростом производительности труда занятых, созданием новых компаний, более активным использованием достижений промышленной революции. Наличие значимой связи между индикаторами уровня индустриального развития страны и ее фондового рынка согласуется с выводами [Greenspan, Wooldridge, 2018; Perez, 2002; Schwab, 2017; Shiller, 2005] и многих других исследований о том, что рост фондового рынка тесно связан с этапами промышленных революций и использованием новых технологий.

В течение всех трех эпох значимое и отрицательное влияние на показатель капитализации оказывали расходы бюджета и доходность государственных облигаций, которые являются индикаторами активности государства в сфере экономики. Рост бюджетных расходов повышает вероятность усиления налоговой нагрузки на бизнес и ухудшения его финансовых показателей, а также снижает заинтересованность населения в формировании частных накоплений. Рост доходности государственных ценных бумаг снижает привлекательность инвестиций в акции и повышает издержки по управлению государственным долгом и, соответственно, общий уровень расходов бюджета.

Ряд факторов, оказывавших значимое влияние на капитализацию, изменял направленность влияния в зависимости от специфики каждой из трех эпох.

Наши расчеты отчасти подтвердили предположения работ [Rajan, Zingales, 2003a; 2003b] о положительной зависимости капитализации от показателя доли товарного экспорта в ВВП в периоды открытости экономик. Однако мы обнаружили, что капитализация может повышаться и при снижении уровня открытости экономики в том случае, когда влияние внешних факторов (внешнеэкономических связей и денежных потоков иностранных инвесторов) на капитализацию компенсируется внутренними факторами развития фондовых рынков, таких как привлечение средств внутренних инвесторов, размещение акций и собственные финансовые ресурсы компаний.

В 1880–1930 и в 1971–2020 годах, когда сохранялся относительно высокий уровень открытости экономик, увеличение доли товарного экспорта в ВВП разных стран было связано с ростом капитализации. В эпоху 1931–1970 годов ситуация изменилась, показатель открытости экономики стал оказывать на капитализацию значимое отрицательное влияние. При ограничении внешней торговли и трансграничных потоков капитала компании в большей мере ориентировались на финансирование за счет внутренних финансовых ресурсов. Аналогичные закономерности действовали и в периоды устойчивого развития: в 1880–1913-м и в 1980–1999-м индикатор открытости экономики оказывал на капитализацию значимое положительное, а в 1950–1969 годах — значимое отрицательное воздействие.

Влияние показателя доли граждан пенсионного возраста в численности населения в работоспособном возрасте, отражающего уровень демографической нагрузки в разных странах, на капитализацию различалось для разных эпох в зависимости от

преобладающих схем финансирования социального обеспечения старости.

В эпоху 1880–1930 годов показатель демографической нагрузки оказывал на капитализацию незначимое воздействие, а в период устойчивого развития 1880–1913 годов — значимое и отрицательное.

В 1880–1930 годах уровень государственных расходов на цели финансирования социального обеспечения был умеренным, а фондируемые пенсионные схемы недостаточно развитыми. Отрицательная связь в период устойчивого развития объясняется тем, что рост капитализации в это время сочетался с относительно низким уровнем социальных гарантий для пожилых граждан.

На протяжении эпохи смешанной экономики 1931–1970 годов влияние динамики коэффициента демографической нагрузки было значимым и отрицательным, а в эпоху 1971–2020-го оно стало значимым и положительным. Аналогичные закономерности действовали и для периодов устойчивого развития внутри рассматриваемых эпох.

В 1931–1970-м создание щедрых программ социального обеспечения, финансируемых государством, сопровождалось повышением налоговой нагрузки на бизнес, что в условиях отсутствия накопительных пенсионных планов приводило к замедлению роста капитализации. Напротив, в 1971–2020 годах благодаря повышению уровня жизни населения развитых стран доля людей пенсионного возраста продолжала существенно увеличиваться. Этот процесс сопровождался приходом массового инвестора на фондовый рынок, созданием накопительных и фондируемых пенсионных планов, что стало важным фактором роста капитализации и фондового рынка [Shiller, 2005]. В эту эпоху усиление демографической нагрузки оказывало значимое и положительное воздействие на показатель капитализации.

Фактор роста ВВП на душу населения оставался незначимым для капитализации на протяжении двух эпох — 1880–1930 и 1931–1970 годов, однако в эпоху 1971–2020 годов стал значимым и влияющим положительно. Это было вызвано отменой Бреттон-Вудского соглашения и глобализацией рынков капитала в начале 1970-х, в результате чего фактор способности тех или иных стран поддерживать долгосрочный рост ВВП стал особенно важен для глобальных инвесторов.

Показатель инфляции также приобрел значимость лишь в эпоху 1971–2020 годов, однако с отрицательной направленностью. В 1970-х, когда инфляция во многих развитых странах измерялась двухзначными числами, она стала важным фактором принятия инвестиционных решений участниками финансового

рынка и превратилась в ключевой фактор денежно-кредитной политики центральных банков многих стран. Рост инфляции и, соответственно, процентных ставок может иметь неоднозначный эффект. С одной стороны, повышение процентных ставок ведет к снижению стоимости акций, оцениваемой с помощью моделей дисконтирования денежного потока. С другой — усиление инфляции вызывает дополнительное увеличение прибыли компаний, а следовательно, и оценки стоимости их акций. Наши расчеты показывают, что с ростом инфляции капитализация имела тенденцию к снижению, то есть первый фактор оказывался более значим, чем второй.

Дифференциал между реальной доходностью долгосрочных государственных ценных бумаг и темпами роста ВВП ($r - g$) является индикатором условий функционирования рынка ценных бумаг. Его отрицательное значение показывает, что темпы экономического роста превышают среднюю доходность государственных облигаций, а это свидетельствует о благоприятных условиях для наращивания государственного долга. Наоборот, положительное значение ($r - g$) подразумевает неблагоприятные условия для выпуска государственных облигаций, что может способствовать росту спроса на акции и повышению размера капитализации.

Этот индикатор оказывал значимое положительное влияние на капитализацию и в эпохи 1931–1970 и 1971–2020 годов, и в периоды устойчивого развития 1880–1913 и 1950–1969 годов. Повышенные значения дифференциала ($r - g$) в рассматриваемые периоды свидетельствовало о неблагоприятных условиях для размещения государственных облигаций, что, как правило, способствовало повышению спроса инвесторов на акции.

Сравнительный анализ влияния одиннадцати рассматриваемых переменных на капитализацию применительно к трем периодам устойчивого развития внутри эпох не позволил выделить каких-либо явно выраженных особенностей, объясняющих причины более высоких темпов роста капитализации в указанные периоды по сравнению со средними темпами на временных горизонтах эпох. Можно лишь предполагать, что более высокие темпы роста рыночной стоимости в периоды устойчивого развития связаны с повышенным оптимизмом инвесторов, вызванным влиянием более высоких темпов экономического роста и относительно низкой инфляцией.

В качестве индикаторов роли государства в экономике использовались показатели доли расходов государственного бюджета и размера государственного долга, соотношенные с ВВП стран, а также доходность государственных ценных бумаг.

Для разных периодов устойчивого развития влияние этих переменных на капитализацию проявлялось по-разному (табл. П5). В первом периоде (1880–1913 годы) при преобладании принципа *laissez-faire* в отношениях государства и экономики и низком уровне государственных расходов в развитых странах уровень расходов государственного бюджета и размер государственного долга оказывали значимое и положительное влияние на показатель капитализации к ВВП. При исходно низком уровне государственных расходов и размеров госдолга их незначительный рост на рубеже XIX и XX веков отражал тенденцию усиления социальной ориентации и улучшения благосостояния граждан на фоне стабильного роста экономики. В этом случае умеренный рост государственных расходов и заимствований при стабильно низком уровне процентных ставок заимствований не создавал существенной дополнительной фискальной нагрузки на бизнес и не выступал препятствием для увеличения стоимости акционерного капитала.

Иная ситуация с влиянием государства на динамику капитализации наблюдалась на втором этапе устойчивого развития (1950–1969 годы), когда рост уровня государственных расходов финансировался за счет повышения фискальной нагрузки на бизнес и население [Гайдар, 2005] при существенном снижении уровня долговой нагрузки бюджетов стран и росте доходности государственных облигаций. В этих условиях влияние расходов бюджетов на показатель капитализации было незначимым, а размера государственного долга и доходности государственных облигаций — значимым и отрицательным. Подобные зависимости предполагают, что увеличение государственных расходов, сопровождаемое повышением фискальной нагрузки на бизнес, не сопровождалось снижением капитализации компаний за счет восстановительного роста прибыли и привлечения капитала компаниями путем размещения новых выпусков акций. В то же время снижение объемов эмиссии государственных облигаций в этот период создавало благоприятные условия для роста рынка акций.

Третий период устойчивого развития (1980–1999 годы) также характеризуется рядом особенностей влияния государственных финансов на динамику капитализации фондового рынка. Для этого периода характерна стабилизация размера государственных расходов на относительно высоком уровне, сопровождавшаяся налоговыми реформами в разных странах, направленными на уменьшение налоговой нагрузки на бизнес. Для финансирования государственных расходов стал более активно использоваться выпуск государственных ценных бумаг. В этих условиях влияние перемен-

ных расходов бюджета и доходности государственных облигаций на капитализацию оказалось значимым и отрицательным, а размера госдолга — значимым и положительным. Умеренное снижение государственных расходов способствовало ослаблению налоговой нагрузки на бизнес и, соответственно, росту капитализации, а умеренный рост госдолга на фоне падающих с 1980-х годов процентных ставок не создавал конкуренции акциям, а, скорее, способствовал приходу на фондовый рынок новых категорий инвесторов (например, пенсионных фондов и планов), заинтересованных в построении диверсифицированных портфелей активов.

Количественная модель влияния тех же переменных (расходов государственного бюджета и размера госдолга) на капитализацию на более длинных временных горизонтах (на уровне эпох) дает менее четкое представление о влиянии факторов из-за того, что, как правило, каждая эпоха состоит из разных периодов с точки зрения роли государства в экономике и других факторов (табл. П2–П4).

Однако в целом закономерности влияния трех показателей, характеризующих роль государства в экономике (расходов бюджета, доходности государственных облигаций и размера госдолга), на капитализацию, характерные для периодов устойчивого развития, проявлялись и на уровне эпох 1880–1930, 1931–1970 и 1971–2020 годов. Расходы бюджета и доходность государственных облигаций, как правило, оказывали на капитализацию значимое и отрицательное влияние. Эффект размера государственного долга на капитализацию является более сложным. Повышение госдолга может вести к снижению капитализации, если оно сопровождается ростом бюджетных расходов и ставок заимствования государством ресурсов на фондовом рынке. Однако если рост госдолга сопровождается снижением доходности государственных ценных бумаг и уровня бюджетных расходов, то, как правило, это способствует росту капитализации публичных компаний.

Таким образом, повышение роли государства в экономике, оцениваемое с помощью доли расходов государственного бюджета в ВВП, доходности государственных ценных бумаг и размера государственного долга, в целом отрицательно влияет на размер капитализации. Однако более глубокий ответ на этот вопрос предполагает рассмотрение указанной взаимосвязи в конкретном историческом контексте.

Сравнительный анализ факторов, влияющих на капитализацию в разные эпохи, позволил выявить интересную закономерность. В 1880–1930 годах используемые в регрессии переменные объясняли относительно небольшую долю в волатильности капи-

тализации, а именно лишь 14–18% волатильности очищенных от индивидуальных средних значений. Вместе с тем в модели с фиктивной переменной на каждую страну объяснимость повышалась до 75–76%. Это может свидетельствовать о том, что на ранних этапах развитие финансового рынка в меньшей степени было обусловлено макроэкономическими факторами, а в большей степени — особенностями развития каждой страны, которые довольно сложно измерить стандартными показателями.

В эпоху смешанной экономики (1931–1970 годы) макроэкономические факторы объясняли еще меньшую долю в волатильности показателя капитализации — лишь 9–11% волатильности очищенных от индивидуальных средних значений. При этом в модели с фиктивной переменной на каждую страну объяснимость оставалась на высоком уровне — 72–73%. Второй период отличается разнообразием в развитии стран, поэтому фиксированные эффекты могут не отражать всю специфику. Развитие финансового рынка с большей вероятностью было связано с особенностями странового развития, которые довольно сложно измерить стандартными показателями. Тем не менее значимость коэффициентов имеет место.

Эпоха свободной конкуренции и глобализма (1971–2020 годы) примечательна значительным ростом коэффициентов детерминации «внутри» при снижении объяснимости модели с фиктивной переменной для стран. Макроэкономические и финансовые факторы объясняли 37–51% волатильности индивидуальных изменений капитализации. При этом фиксированные эффекты, то есть ненаблюдаемые постоянные индивидуальные характеристики стран, по-видимому, играли меньшую роль.

Это означает, что с точки зрения факторов, влияющих на динамику фондового рынка, развитые страны становятся всё более похожи друг на друга, рост капитализации всё больше определяется макроэкономическими и финансовыми показателями, а не спецификой каждой страны. Возможно, это является объяснением эффекта резко усилившейся начиная с 1972 года взаимной корреляции доходности рынков акций развитых стран за период с 1872 года по 2000-й, отмеченной в исследовании [Goetzmann et al., 2001].

Заключение

Новизна настоящего исследования заключается в выявлении закономерностей в динамике капитализации в различные периоды развития капитализма, анализе влияния на капитализацию

ряда макроэкономических и финансовых переменных с учетом особенностей разных исторических эпох. Полученные результаты не вполне соответствуют гипотезам U-образной траектории развития фондовых рынков Раджана и Зингалеса [Rajan, Zingales, 2003b] и роста капитализации в виде хоккейной клюшки Кувшинова и Циммерманна [Kuvshinov, Zimmermann, 2018]. Нами было показано, что динамика показателя капитализации относительно ВВП следует более сложным закономерностям, зависящим от разных эпох развития капитализма в странах с высоким уровнем дохода (laissez-faire 1880–1930 годов, смешанной экономики 1931–1970-го, свободной конкуренции и глобализма 1971–2020-го). На 142-летнем временном горизонте выявлены три периода наиболее устойчивого роста капитализации, совпадающие с периодами устойчивого развития экономик развитых стран: 1880–1913, 1950–1969 и 1980–1999 годы. Между ними лежат длительные переходные периоды, сопровождающиеся стагнацией или снижением сводного показателя капитализации. В периоды устойчивого развития основным фактором роста капитализации, как правило, являлось привлечение чистого капитала в компании. Однако со временем значение фактора роста курсовой стоимости акций повышалось, а в 1980–1999 годах оно превысило влияние фактора привлечения капитала.

Авторы настоящего исследования выявили факторы, оказывающие положительное влияние на рост капитализации на всех исторических периодах, такие как размер ВВП на душу населения, реальная доходность акций и снижение доли сельских жителей в общей численности населения. Отрицательное влияние на динамику капитализации оказывал фактор доходности государственных ценных бумаг.

Такие факторы, как доля расходов государственного бюджета в ВВП и размер государственного долга в ВВП, характеризующие уровень вмешательства государства в экономику, как и показатели уровня открытости экономики, демографической нагрузки на население и инфляции, в разные исторические периоды оказывали разнонаправленное воздействие на динамику капитализации в зависимости от специфики и условий их сочетания. В то же время влияние на капитализацию показателя государственного долга является менее выраженным в разные исторические эпохи; его негативного влияния на экономику и финансы можно избежать, если государство придерживается умеренной политики в сфере наращивания расходов бюджета и издержек по обслуживанию государственного долга.

Позитивное воздействие фондовых рынков на экономику достигается лишь в том случае, если государству и обществу удается наладить их работу так, чтобы они исправно выполняли свои главные функции, а именно содействовали справедливому ценообразованию акций, привлечению инвестиций и их эффективному использованию. Период развития фондового рынка 2000–2020 годов может рассматриваться как переходный, для которого характерны высокая волатильность и рост капитализации, поддерживаемый за счет умеренно мягкой денежно-кредитной политики центральных банков. Это связано не только с проблемами финансового рынка и нестабильностью финансовых институтов, но и с чрезмерным вмешательством государства в работу финансовых рынков в виде принятия обязательств по «опциону Гринспена», регулярных количественных смягчений, низких процентных ставок центральных банков.

На длительном историческом горизонте выявлено, что со временем роль страновых различий в объяснении уровня капитализации сокращается. Если в 1880–1930 годах индивидуальные ненаблюдаемые эффекты стран объясняли порядка 60% волатильности капитализации, то в 1980–2020-м — лишь около 20%. Напротив, значимость одинакового набора макроэкономических, демографических и финансовых переменных повышается. Это поддерживает гипотезу о сближении траекторий развития рынков и росте значимости динамики макроэкономических факторов вместо наблюдаемых и ненаблюдаемых различий между странами. Как представляется, на ранних этапах каждый рынок был индивидуален, а макроэкономические факторы прежде всего характеризовали различие между странами и в меньшей степени определяли динамику развития рынков внутри каждой страны.

Авторы настоящей статьи уточнили понимание современного периода развития финансовых рынков (2000–2020 годы) как переходного, сопровождающегося усиливающимся вмешательством государства в работу рыночных механизмов, прежде всего путем избыточно мягкой денежно-кредитной и бюджетной политики. В исследовании были выявлены ключевые макроэкономические и финансовые факторы, воздействуя на которые государства могут управлять ростом капитализации как важным индикатором уровня развития финансового рынка. В частности, государство может способствовать развитию рынка акций за счет поддержания умеренного уровня расходов бюджета и низких ставок заимствования ресурсов, а также обеспечения открытости экономик и создания благоприятных условий роста пенсионных накоплений.

Приложение

Таблица П 1

**Наименование показателей, использованных в статистических расчетах,
и источники получения исторических данных по ним**

Краткое наименование	Источники данных
1. Капитализация как доля в ВВП	1880–1974 — [Kuvshinov, Zimmermann, 2018] 1975–2020 — https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
2. Доходность госбумаг	1880–2015 — http://www.macrohistory.net/data/#DownloadData и https://clio-infra.eu/Indicators/LongTermGovernmentBondYield.html 2016–2020 — https://data.imf.org/
3. Премия по акциям против инфляции	Доходность индексов акций разных стран за 1880–1980 — http://www.macrohistory.net/data/#DownloadData С 1980-го — доходность по фондовым индексам стран по данным Bloomberg США в 1880–1896 — доходность индекса S&P500, с 1896-го — DJIA
4. Расходы бюджета/ВВП	IMF: 1880–1999 — [Mauro et al., 2013]; по отдельным странам исторические данные взяты из [Flora et al., 1983]; отчетные и прогнозируемые данные 2000–2024 из https://www.imf.org/external/np/fad/histdb/
5. Среднегодовая инфляция	1880–1990 — https://clio-infra.eu/ 1990–2020 — https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
6. Доля сельского населения	1880–1949 (за исключением Австралии, Австрии, Финляндии и Швейцарии) — https://ourworldindata.org/charts#search=rural ; данные по Австралии до 1950 года — [Jackson, 1977]; данные по Австрии, Финляндии и Швейцарии — аппроксимация на основе данных [Bairoch, Goertz, 1986] 1950–2020 — https://population.un.org/wup/Download/
7. Доля лиц пенсионного возраста	1880–1960 — данные по 15 странам, за исключением Австралии, Канады и Японии, рассчитаны на основе статистики в [Mitchell, 1975]; данные по Австралии, Канаде и Японии взяты из сайтов национальных органов статистики 1960–2020 — данные рассчитаны по https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
8. Доля товарного экспорта	1880–1999 — https://ourworldindata.org/grapher/exports-gdp-series?time=1827 ; данные с 2000 года о доле товарного экспорта в ВВП — https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
9. ВВП на душу населения в долларах 2011 года	https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2018
10. Государственный долг/ВВП	1880–1960 — http://www.macrohistory.net/data/#DownloadData ; 1960–2020 — https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators и OECD.stat https://stats.oecd.org/
11. Дифференциал (r – g)	Исходные данные по показателям доходности госбумаг (строка 2), среднегодовой инфляции (строка 5) и роста ВВП на душу населения (строка 12)
12. Рост ВВП на душу населения	https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2018

Т а б л и ц а П 2

Переменные, влияющие на показатель капитализации к ВВП, 1880–1930 годы

	(1)	(2)	(3)
Доходность госбумаг	-2,33*** (0,58)	-2,32*** (0,59)	-1,70*** (0,51)
Премия по акциям против инфляции			0,01 (0,02)
Расходы бюджета/ВВП	-0,36** (0,17)		
Рост ВВП на душу населения		-0,08 (0,09)	-0,10 (0,09)
Среднегодовая инфляция		-0,03 (0,02)	
Доля сельского населения	-0,73*** (0,11)	-0,64*** (0,10)	
Доля лиц пенсионного возраста	-0,32 (1,89)		
Доля товарного экспорта	0,59*** (0,15)	0,72*** (0,16)	0,58*** (0,17)
ВВП на душу населения			19,30*** (2,92)
Государственный долг/ВВП		-0,04 (0,06)	
Дифференциал ($r - g$)	-0,02 (0,02)		
R^2 LSDV	0,758	0,758	0,749
R^2 within	0,183	0,174	0,143
Hausman test	0,357	0,660	0,001
F test for individual FE	0	0	0
Observations	544	563	562
F Statistic	19,54***	19,06***	18,13***

Примечания: 1. Рост ВВП на душу населения и дифференциал ($r - g$) использованы с лагом в один год. 2. В скобках указано стандартное отклонение оценок коэффициентов. 3. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: по историческим рядам данных, описанных в табл. П1.

Т а б л и ц а П 3

Переменные, влияющие на показатель капитализации к ВВП, 1931–1970 годы

	(1)	(2)	(3)
Доходность госбумаг			-1,05* (0,58)
Премия по акциям против инфляции			0,02* (0,01)
Расходы бюджета/ВВП	-0,23* (0,13)	-0,38* (0,22)	-0,33* (0,19)
Рост ВВП на душу населения		-0,10 (0,12)	-0,14 (0,13)
Среднегодовая инфляция	-0,01 (0,01)		
Доля сельского населения			-0,20** (0,09)
Доля лиц пенсионного возраста	-1,01** (0,44)		
Доля товарного экспорта	-0,54*** (0,21)	-0,76*** (0,25)	-0,77*** (0,15)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы П 3

	(1)	(2)	(3)
ВВП на душу населения		3,02 (2,67)	
Государственный долг/ВВП	-0,05* (0,03)		
Дифференциал (r – g)		0,03*** (0,01)	
R ² LSDV	0,725	0,719	0,722
R ² within	0,107	0,086	0,095
Hausman test	0	0,18	0
F test for individual FE	0	0	0
Observations	687	626	615
F Statistic	15,96***	11,39***	10,31***

Примечания: 1. Рост ВВП на душу населения и дифференциал (r – g) использованы с лагом в один год. 2. В скобках указано стандартное отклонение оценок коэффициентов. 3. Уровни значимости коэффициентов: * – $p < 0,1$, ** – $p < 0,05$, *** – $p < 0,01$.

Источники: по историческим рядам данных, описанных в табл. П1.

Т а б л и ц а П 4

Переменные, влияющие на показатель капитализации к ВВП, 1971–2020 годы

	(1)	(2)	(3)	(4)
Доходность госбумаг	-6,59*** (0,56)			
Премия по акциям против инфляции			0,25*** (0,08)	
Расходы бюджета/ВВП		-0,75** (0,38)	-0,64*** (0,15)	-0,76*** (0,27)
Рост ВВП	2,56** (1,22)			2,00* (1,11)
Среднегодовая инфляция		-4,57*** (0,52)		-4,10*** (0,63)
Доля сельского населения	-0,76* (0,40)			
Доля лиц пенсионного возраста				2,31*** (0,49)
Доля товарного экспорта		1,38*** (0,20)		0,97*** (0,23)
ВВП на душу населения			87,93*** (6,45)	
Государственный долг/ВВП		0,11* (0,07)		
Дифференциал (r – g)	1,06** (0,51)			
R ² LSDV	0,633	0,589	0,678	0,616
R ² within	0,428	0,365	0,511	0,402
Hausman test	0,004	0	0	0
F test for individual FE	0	0	0	0
Observations	881	900	884	882
F Statistic	160,72***	126,06***	300,61***	115,71***

Примечания: 1. Рост ВВП на душу населения и дифференциал (r – g) использованы с лагом в один год. 2. В скобках указано стандартное отклонение оценок коэффициентов. 3. Уровни значимости коэффициентов: * – $p < 0,1$, ** – $p < 0,05$, *** – $p < 0,01$.

Источники: по историческим рядам данных, описанных в табл. П1.

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы П 5

	1880-1913				1950-1969				1980-1999			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
R^2 LSDV	0,918	0,908	0,909	0,825	0,813	0,812	0,809	0,741	0,732	0,681	0,706	0,706
R^2 within	0,567	0,519	0,516	0,275	0,238	0,221	0,185	0,529	0,513	0,42	0,465	0,465
Hausman test	0,073	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
F test for individual FE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Observations	366	342	355	334	344	334	323	336	336	336	336	336
F Statistic	91,16***	69,94***	71,82***	23,65***	20,02***	17,72***	13,65***	70,18***	65,95***	45,31***	54,32***	54,32***

Примечания: 1. Рост ВВП на душу населения и дифференциал ($r-g$) использованы с лагом в один год. 2. В скобках указано стандартное отклонение оценок коэффициентов. 3. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Источники: по историческим рядам данных, описанных в табл. П1.

Литература

1. *Абрамов А. Е.* Институциональные инвесторы в мире: особенности деятельности и политики развития: В 2 кн. Кн. 2 / Под ред. А. Д. Радыгина. М.: Дело, РАНХиГС, 2014.
2. *Абрамов А., Радыгин А., Чернова М.* Российские институциональные инвесторы и приватизационная политика // *Экономическое развитие России*. 2016. Т. 23. № 12. С. 56–64.
3. *Гайдар Е. Т.* Долгое время. Россия в мире: очерки экономической истории. М.: Дело, РАНХиГС, 2005.
4. *Энтов Р. М.* Некоторые особенности современного состояния макроэкономики // *Истоки: Экономика — «мрачная наука»? / Под ред. В. С. Автономова, О. И. Ананьиной. М.: Изд. дом ВШЭ, 2018. С. 169–240.*
5. *Aggarwal R., Demirgüç-Kunt A., Martinez Peria M. S.* Do Workers' Remittances Promote Financial Development? World Bank Policy Research Working Paper Series. No 3957. 2006.
6. *Arellano M.* Panel Data Econometrics. Oxford: Oxford University Press, 2002.
7. *Bairoch P., Goertz G.* Factors of Urbanisation in the Nineteenth Century Developed Countries: A Descriptive and Econometric Analysis // *Urban Studies*. 1986. Vol. 23. No 4. P. 285–305.
8. *Beck T.* What Drives Financial Sector Development? Policies, Politics and History // *Handbook of Finance and Development / T. Beck, R. Levine (eds.)*. Cheltenham; Northampton, MA: Edward Elgar Publishing, 2018. Chapter 16. P. 448–476.
9. *Billmeier A., Massa I.* What Drives Stock Market Development in Emerging Markets—Institutions, Remittances, or Natural Resources? // *Emerging Markets Review*. 2009. Vol. 10. No 1. P. 23–35.
10. *Chambers D., Dimson E.* Financial Market History: Reflections on the Past for Investors Today. Cambridge: CFA Institute Research Foundation, 2016.
11. *Claessens S., Klingebiel D., Schmukler S. L.* FDI and Stock Market Development: Complements or Substitutes. World Bank Working Paper, 2001.
12. *Creane S., Goyal R., Mushfiq Mobarak A., Sab R.* Financial Sector Development in the Middle East and North Africa. IMF Working Paper. No 04/201. 2004.
13. *Demirgüç-Kunt A., Levine R.* Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparisons // *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development / A. Demirgüç-Kunt, R. Levine (eds.)*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2001.
14. *Do Q.-T., Levchenko A. A.* Trade and Financial Development. World Bank Policy Research Working Paper Series. No 3347. 2004.
15. *Driscoll J. C., Kraay A. C.* Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data // *The Review of Economics and Statistics*. 1998. Vol. 80. No 4. P. 549–560.
16. *Eichengreen B.* Hall of Mirrors: The Great Depression, the Great Recession, and the Uses—and Misuses—of History. Oxford: Oxford University Press, 2015.
17. *Flora P., Alber J., Eichenberg R., Kohl J., Kraus F., Pfenning W., Seeböhm K.* State, Economy, and Society in Western Europe 1815–1975: A Data Handbook in Two Volumes. Frankfurt; London; Chicago: Campus Verlag; Macmillan Press; St. James Press, 1983.
18. *Garcia V. F., Liu L.* Macroeconomic Determinants of Stock Market Development // *Journal of Applied Economics*. 1999. Vol. 2. No 1. P. 29–59.
19. *Giannetti M., Laeven L.* Pension Reform, Ownership Structure, and Corporate Governance: Evidence from a Natural Experiment // *The Review of Financial Studies*. 2008. Vol. 22. No 10. P. 4091–4127.
20. *Goetzmann W., Li L., Rouwenhorst K.* Long-Term Global Market Correlation. Yale School of Management Working Papers. No 237. 2001.
21. *Greenspan A., Wooldridge A.* Capitalism in America: A History. New York, NY: Penguin Press, 2018.

22. Huang Y., Temple J. R. W. Does External Trade Promote Financial Development? CEPR Discussion Paper. No 5150. 2005.
23. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels // *Journal of Econometrics*. 2003. Vol. 115. No 1. P. 53–74.
24. Jackson R. V. Australian Economic Development in the Nineteenth Century. Canberra: Australian National University Press, 1977.
25. Jones C. The Facts of Economic Growth and Economic Fluctuation // *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 2 / J. Taylor, H. Uhlig (eds.). Amsterdam: Elsevier, 2016. P. 3–69.
26. Kaplan P., Idzorek T., Gambera M., Yamaguchi K., Xiong J., Blanchett D. The History and Economics of Stock Market Crashes // *Insights into the Global Financial Crisis* / L. Siegel, R. Sullivan (eds.). Cambridge: CFA Institute Research Foundation, 2009. P. 132–169.
27. Kuvshinov D., Zimmermann K. The Big Bang: Stock Market Capitalization in the Long Run. Institut für Bank- und Finanzgeschichte Paper Series. No 02. 2018.
28. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Investor Protection and Corporate Governance // *Journal of Financial Economics*. 2000. Vol. 58. No 1–2. P. 3–27.
29. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Law and Finance // *Journal of Political Economy*. 1998. Vol. 106. No 6. P. 1113–1155.
30. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Legal Determinants of External Finance // *The Journal of Finance*. 1997. Vol. 52. No 3. P. 1131–1150.
31. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. The Quality of Government // *Journal of Law, Economics and Organization*. 1999. Vol. 15. No 1. P. 222–279.
32. Levin A., Lin C. F., Chu C. S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties // *Journal of Econometrics*. 2002. Vol. 108. No 1. P. 1–24.
33. Maddala G.S., Wu S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999. Vol. 61. No S1. P. 631–652.
34. Mann M. The Sources of Social Power. Vol. 4: Globalizations, 1945–2011. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
35. Mauro P., Romeu R., Binder A., Zaman A. A Modern History of Fiscal Prudence and Proficiency. IMF Working Paper. No 2013/005. 2013.
36. Mitchell B. R. European Historical Statistics 1750–1970. London: Macmillan, 1975.
37. Newey W. K., West K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. No 3. P. 703–708.
38. Niggemann T., Rocholl J. Pension Funding and Capital Market Development // *SSRN Electronic Journal*, 2010.
39. Nölke A., May Ch. Liberal Versus Organised Capitalism: A Historical-Comparative Perspective // *Market Liberalism and Economic Patriotism in the Capitalist World-System* / T. Geröcs, M. Szanyi (eds.). London: Palgrave Macmillan, 2019. P. 21–42.
40. Pagano M. Financial Markets and Growth: An Overview // *European Economic Review*. 1993. Vol. 37. No 2–3. P. 613–622.
41. Perez C. Technological Revolutions and Financial Capital: The Dynamics of Bubbles and Golden Ages. Cheltenham: Edward Elgar, 2002.
42. Perotti E. C., van Oijen P. Privatization, Political Risk and Stock Market Development in Emerging Economies // *Journal of International Money and Finance*. 2001. Vol. 20. No 1. P. 43–69.
43. Pistor K., Raiser M., Gelfer S. Law and Finance in Transition Economies // *Economics of Transition*. 2000. Vol. 8. P. 325–368.
44. Rajan R. Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2010.
45. Rajan R., Zingales L. Saving Capitalism from the Capitalists: Unleashing the Power of Financial Markets to Create Wealth and Spread Opportunity. New York, NY: Crown Business, 2003a.
46. Rajan R., Zingales L. The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century // *Journal of Financial Economics*. 2003b. Vol. 69. No 1. P. 5–50.

47. *Rodric D.* The Globalization Paradox: Democracy and the Future of the World. New York, NY; London: W.W. Norton & Company, 2011.
48. *Scharfstein D.* Presidential Address: Pension Policy and the Financial System // *The Journal of Finance*. 2018. Vol. 73. No 4. P. 1462–1512.
49. *Schwab K.* The Fourth Industrial Revolution. London: Penguin Books, 2017.
50. *Shiller R. J.* Irrational Exuberance. Princeton, NJ; Oxford: Princeton University Press, 2005.
51. *Siegel L. B.* Black Swan or Black Turkey? The State of Economic Knowledge and the Crash of 2007–2009 // *Financial Analysts Journal*. 2010. Vol. 66. No 4. P. 6–10.
52. *Siegel L. B.* Insights into the Global Financial Crisis. Cambridge: CFA Institute Research Foundation, 2009.
53. *Tanzi V.* Government Versus Markets: The Changing Economic Role of the State. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.
54. *Tooze A.* Crashed: How a Decade of Financial Crises Changed the World. London: Penguin Books, 2018.
55. *Wolf M.* The Shift and the Shocks: What We've Learned—and Have Still to Learn—from the Financial Crisis. New York, NY: Penguin Books, 2014.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 6, pp. 34-69

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

Stock Market Capitalization: Long-Term Trends and Development Factors

Abstract

The article assesses the long-term trends of stock market development measured as the share of capitalization in GDP in 18 developed countries over the time horizon of 1880–2020. We show that there were three periods of stable capitalization growth in 1880–1913, 1950–1969 and 1980–1999 between long transitional periods of stagnation and even decline in this indicator. Over the long-term horizon, capitalization depends on changes in economies and the level of state involvement. Fundamental changes in the models of capitalism are caused by the progress of technologies and methods of organizing business; the accumulation of disproportions and contradictions in the economy; and geopolitical and other factors. The growth of capitalization during periods of sustainable development of capitalism

is largely due to the opportunities for companies to attract new capital through share issuance and capital gain. This being the case, the influence of capital gain becomes predominant. It is shown that, over time, the role of country differences in explaining the level of capitalization decreases with an increase in the importance of a unified set of macroeconomic, demographic and financial variables. The factors that have a positive effect on capitalization at all historical stages are the size of GDP per capita and the real return on stocks. The share of rural residents in the total population, as well as the yield of government bonds and the level of budget expenditures, which characterize the degree of state involvement in the economy, had a negative impact on capitalization. Factors such as openness of the economy, demographic burden on the population, inflation and level of public debt had a different effect on capitalization in different historical periods, depending on the combination of certain conditions.

Keywords: stock market, developed countries, public sector, capitalism.

JEL: B26, E44, G15, G18, N20.

References

1. Abramov A. E. *Institutsional'nye investory v mire: osobennosti deyatel'nosti i politika razvitiya: V 2 kn. Kn. 2 [Institutional Investors in the World: Features of Activities and Development Policies: In 2 Vols. Vol. 2]*, Radygin A. D. (ed.). Moscow, Delo, RANEPА, 2014. (In Russ.)
2. Abramov A. E., Radygin A. D., Chernova M. I. Rossiyskie institutsional'nye investory i privatizatsionnaya politika [Russian Institutional Investors and Privatization Policy]. *Ekonomicheskoe razvitiye Rossii [Russian Economic Developments]*, 2016, vol. 23, no. 12, pp. 56-64. (In Russ.)
3. Gaidar Y. T. *Dolgoe vremya. Rossiya v mire: ocherki ekonomicheskoy istorii [A Long Time. Russia and the World: Essays on Economic History]*. Moscow, Delo, RANEPА, 2005. (In Russ.)
4. Entov R. M. Nekotorye osobennosti sovremennogo sostoyaniya makroekonomiki [Some Features of the Current State of Macroeconomics]. In: Avtonomov V. S., Ananin O. I. (eds.). *Istoki: Ekonomika - "mrachnaya nauka"? [Is Economics a "Dark Science"?)*. Moscow, National Research University High School of Economics, 2018, pp. 169-240. (In Russ.)
5. Aggarwal R., Demirgüç-Kunt A., Martinez Peria M. S. Do Workers' Remittances Promote Financial Development? *World Bank Policy Research Working Paper Series*, no. 3957, 2006.
6. Arellano M. *Panel Data Econometrics*. Oxford, Oxford University Press, 2002.
7. Bairoch P., Goertz G. Factors of Urbanisation in the Nineteenth Century Developed Countries: A Descriptive and Econometric Analysis. *Urban Studies*, 1986, vol. 23, no. 4, pp. 285-305. DOI:10.1080/00420988620080351.
8. Beck T. What Drives Financial Sector Development? Policies, Politics and History. In: Beck T., Levine R. (eds.). *Handbook of Finance and Development*. Cheltenham, Northampton, MA, Edward Elgar Publishing, 2018, chapter 16. P. 448-476. DOI:10.4337/9781785360510.00025.
9. Billmeier A., Massa I. What Drives Stock Market Development in Emerging Markets - Institutions, Remittances, or Natural Resources? *Emerging Markets Review*, 2009, vol. 10, no. 1, pp. 23-35.
10. Chambers D., Dimson E. *Financial Market History: Reflections on the Past for Investors Today*. Cambridge, CFA Institute Research Foundation, 2016.
11. Claessens S., Klingebiel D., Schmukler S. L. FDI and Stock Market Development: Complements or Substitutes. *World Bank Working Paper*, 2001.

Acknowledgements

The authors are deeply grateful for the informative remarks and comments on the study by Yuri A. Danilov, Sergey M. Drobyshevsky, Boris B. Rubtsov, Sergey G. Sinebnikov-Murylev, Pavel V. Trunin, Marina Yu. Turuntseva, and Revold M. Entov.

12. Creane S., Goyal R., Mushfiq Mobarak A., Sab R. Financial Sector Development in the Middle East and North Africa. *IMF Working Paper*, no. 04/201, 2004.
13. Demirgüç-Kunt A., Levine R. Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparisons. In: Demirgüç-Kunt A., Levine R. (eds.). *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development*. Cambridge, MA, The MIT Press, 2001.
14. Do Q.-T., Levchenko A. A. Trade and Financial Development. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, no. 3347, 2004.
15. Driscoll J. C., Kraay A. C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 1998, vol. 80, no. 4, pp. 549-560.
16. Eichengreen B. *Hall of Mirrors: The Great Depression, the Great Recession, and the Uses - and Misuses - of History*. Oxford, Oxford University Press, 2015.
17. Flora P., Alber J., Eichenberg R., Kohl J., Kraus F., Pfenning W., Seeböhm K. *State, Economy, and Society in Western Europe 1815-1975: A Data Handbook in Two Volumes*. Frankfurt, London, Chicago, Campus Verlag, Macmillan Press, St. James Press, 1983.
18. Garcia V. F., Liu L. Macroeconomic Determinants of Stock Market Development. *Journal of Applied Economics*, 1999, vol. 2, no. 1, pp. 29-59. DOI:10.1080/15140326.1999.12040532.
19. Giannetti M., Laeven L. Pension Reform, Ownership Structure, and Corporate Governance: Evidence from a Natural Experiment. *The Review of Financial Studies*, 2008, vol. 22, no. 10, pp. 4091-4127.
20. Goetzmann W., Li L., Rouwenhorst K. Long-Term Global Market Correlation. *Yale School of Management Working Papers*, no. 237, 2001.
21. Greenspan A., Wooldridge A. *Capitalism in America: A History*. N. Y., NY, Penguin Press, 2018.
22. Huang Y., Temple J. R. W. Does External Trade Promote Financial Development? *CEPR Discussion Paper*, no. 5150, 2005.
23. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 2003, vol. 115, no. 1, pp. 53-74. DOI:10.1016/S0304-4076(03)00092-7.
24. Jackson R. V. *Australian Economic Development in the Nineteenth Century*. Canberra, Australian National University Press, 1977.
25. Jones C. The Facts of Economic Growth and Economic Fluctuation. In: Taylor J., Uhlig H. (eds.). *Handbook of Macroeconomics*, vol. 2. Amsterdam, Elsevier, 2016, pp. 3-69. DOI:10.1016/bs.hesmac.2016.03.002.
26. Kaplan P., Idzorek T., Gambera M., Yamaguchi K., Xiong J., Blanchett D. The History and Economics of Stock Market Crashes. In: Siegel L., Sullivan R. (eds.). *Insights into the Global Financial Crisis*. Cambridge, CFA Institute Research Foundation, 2009, pp. 132-169. DOI:10.2470/rf.v2009.n5.10.
27. Kuvshinov D., Zimmermann K. The Big Bang: Stock Market Capitalization in the Long Run. *Institut für Bank- und Finanzgeschichte Paper Series*, no. 02, 2018.
28. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Investor Protection and Corporate Governance. *Journal of Financial Economics*, 2000, vol. 58, no. 1-2, pp. 3-27.
29. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Law and Finance. *Journal of Political Economy*, 1998, vol. 106, no. 6, pp. 1113-1155.
30. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. Legal Determinants of External Finance. *The Journal of Finance*, 1997, vol. 52, no. 3, pp. 1131-1150.
31. La Porta R., Lopes-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R. The Quality of Government. *Journal of Law, Economics and Organization*, 1999, vol. 15, no. 1, pp. 222-279.
32. Levin A., Lin C. F., Chu C. S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 2002, vol. 108, no. 1, pp. 1-24.
33. Maddala G.S., Wu S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, vol. 61, no. S1, pp. 631-652. DOI:10.1111/1468-0084.0610s1631.
34. Mann M. *The Sources of Social Power. Volume 4: Globalizations, 1945-2011*. Cambridge, Cambridge University Press, 2013.

35. Mauro P., Romeu R., Binder A., Zaman A. A Modern History of Fiscal Prudence and Proficiency. *IMF Working Paper*, no. 2013/005, 2013.
36. Mitchell B. R. *European Historical Statistics 1750-1970*. L., Macmillan, 1975.
37. Newey W. K., West K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 1987, vol. 55, no. 3, pp. 703-708.
38. Niggemann T., Rocholl J. Pension Funding and Capital Market Development. *SSRN Electronic Journal*, 2010. DOI:10.2139/ssrn.1571126.
39. Nölke A., May Ch. Liberal Versus Organised Capitalism: A Historical-Comparative Perspective. In: Geröcs T., Szanyi M. (eds.). *Market Liberalism and Economic Patriotism in the Capitalist World-System*. L., Palgrave Macmillan, 2019, pp. 21-42.
40. Pagano M. Financial Markets and Growth: An Overview. *European Economic Review*, 1993, vol. 37, no. 2-3, pp. 613-622.
41. Perez C. *Technological Revolutions and Financial Capital: The Dynamics of Bubbles and Golden Ages*. Cheltenham, Edward Elgar, 2002.
42. Perotti E. C., van Oijen P. Privatization, Political Risk and Stock Market Development in Emerging Economies. *Journal of International Money and Finance*, 2001, vol. 20, no. 1, pp. 43-69.
43. Pistor K., Raiser M., Gelfer S. Law and Finance in Transition Economies. *Economics of Transition*, 2000, vol. 8, pp. 325-368. DOI:10.1111/1468-0351.00047.
44. Rajan R. *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2010.
45. Rajan R., Zingales L. *Saving Capitalism from the Capitalists: Unleashing the Power of Financial Markets to Create Wealth and Spread Opportunity*. N. Y., NY, Crown Business, 2003a.
46. Rajan R., Zingales L. The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century. *Journal of Financial Economics*, 2003b, vol. 69, no. 1, pp. 5-50. DOI:10.1016/S0304-405X(03)00125-9.
47. Rodric D. *The Globalization Paradox: Democracy and the Future of the World*. N. Y., NY, L., W.W., Norton & Company, 2011.
48. Scharfstein D. Presidential Address: Pension Policy and the Financial System. *The Journal of Finance*, 2018, vol. 73, no. 4, pp. 1462-1512. DOI:10.1111/jofi.12710.
49. Schwab K. *The Fourth Industrial Revolution*. L., Penguin Books, 2017.
50. Shiller R. J. *Irrational Exuberance*. Princeton, NJ, Oxford, Princeton University Press, 2005.
51. Siegel L. B. Black Swan or Black Turkey? The State of Economic Knowledge and the Crash of 2007-2009. *Financial Analysts Journal*, 2010, vol. 66, no. 4, pp. 6-10. DOI:10.2469/faj.v66.n4.4.
52. Siegel L. B. *Insights into the Global Financial Crisis*. Cambridge, CFA Institute Research Foundation, 2009.
53. Tanzi V. *Government Versus Markets: The Changing Economic Role of the State*. Cambridge, Cambridge University Press, 2011.
54. Tooze A. *Crashed: How a Decade of Financial Crises Changed the World*. L., Penguin Books, 2018.
55. Wolf M. *The Shift and the Shocks: What We've Learned - and Have Still to Learn - from the Financial Crisis*. N. Y., NY, Penguin Books, 2014.

Человеческий капитал

Материальное положение россиян в условиях пандемии: влияние государственной поддержки

Алина ПИШНЯК, Елена ГОРИНА, Ирина КОРЧАГИНА, Сергей ТЕР-АКОПОВ

Алина Игоревна Пишняк — кандидат социологических наук, заведующий Центром анализа доходов и уровня жизни Института социальной политики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20). E-mail: apishniak@hse.ru

Елена Александровна Горина — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник Центра анализа доходов и уровня жизни Института социальной политики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20). E-mail: egorina@hse.ru

Ирина Ивановна Корчагина — кандидат экономических наук, ведущий аналитик Центра анализа доходов и уровня жизни Института социальной политики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20); ведущий научный сотрудник, Институт социально-экономических проблем народонаселения Федерального научно-исследовательского социологического центра, РАН (РФ, 117218, Москва, Нахимовский пр., 32). E-mail: ikorchagina@hse.ru

Сергей Александрович Тер-Акопов — ведущий аналитик Центра анализа доходов и уровня жизни Института социальной политики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20). E-mail: sterakopov@hse.ru

Аннотация

Работа посвящена количественной оценке и анализу изменения среднедушевых денежных доходов и уровня бедности российского населения в течение первой волны пандемии COVID-19 в 2020 году. Снижению материального благосостояния населения из-за ухудшения ситуации на рынке труда в этот период был противопоставлен принятый федеральным правительством комплекс срочных мер по поддержке доходов населения, адресованных семьям с детьми и зарегистрированным безработным. Цель исследования состоит в том, чтобы оценить компенсационный эффект произведенных денежных выплат постоянного и временного характера, в том числе для разных категорий домохозяйств. Результаты двухэтапного микро-моделирования на данных Выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах показали, что реализованные меры компенсировали около 15% снижения среднедушевых денежных доходов и около 35% прироста уровня бедности по сравнению со значениями до начала пандемии. Показано, что универсальный и краткосрочный характер временных выплат сделал их малорезультативными для поддержки денежных доходов и сдерживания роста уровня бедности даже среди их получателей. Основными бенефициарами государственной поддержки стали семьи, имеющие детей в возрасте 3–7 лет: согласно полученным оценкам, реализованные меры почти полностью демпфировали негативное влияние кризиса на рост уровня бедности среди них. В то же время компенсационный эффект был слабо выражен у семей с детьми старше 7 лет и почти отсутствовал в семьях без детей. Вне зоны действия антикризисной социальной политики остались и занятые в неформальном секторе. Сделан вывод, что для этих категорий населения обострившиеся проблемы снижения доходов и роста бедности остались нерешенными.

Ключевые слова: денежные доходы, уровень бедности, семьи с детьми, безработные, компенсационный эффект, микромоделирование.

JEL: I38, H53.

В работе использованы результаты проекта «Анализ адаптации различных социально-экономических и демографических групп населения к последствиям пандемии в контексте новых мер социальной политики», выполненного в рамках программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2021 году.

Введение

Ограничения экономической деятельности и мобильности населения, повсеместно введенные в 2020 году для противодействия распространению новой коронавирусной инфекции, неизбежно отразились на материальном благосостоянии россиян. На фоне роста численности безработных в 1,3–1,4 раза в течение весны-лета 2020 года по сравнению с тем же периодом 2019-го сократились реальные денежные доходы населения. По уточненной оценке Росстата, начавшееся во II квартале 2020 года падение (на 7,1% к аналогичному периоду 2019-го) продолжалось целый год, хотя и меньшими темпами (–4,7% и –1,2% в III и IV кварталах 2020 года и –3,7% в I квартале 2021-го¹), и только начиная со II квартала 2021 года официальная статистика фиксирует восстановительный рост доходов.

Для смягчения негативных последствий введенных ограничений Правительство РФ в 2020 году приняло ряд социально-политических решений, в том числе о дополнительных денежных выплатах населению. Их главными адресатами стали семьи с детьми и безработные граждане, что вполне оправданно, учитывая их и без того высокие риски бедности. Всего на антикризисную монетарную помощь этим категориям из федерального бюджета и резервного фонда Правительства РФ в 2020 году было выделено более 1 трлн руб., что составляет около 1,7% годового объема денежных доходов населения².

Чтобы понять, насколько эффективно эти финансовые ресурсы помогли поддержать доходы населения, необходима комплексная оценка, учитывающая одновременно и влияние эпидемиологического шока на изменение денежных доходов, и решения, направленные на демпфирование его последствий. В полной мере такую оценку можно будет сделать только после окончания пандемии, однако уже сейчас количественный эффект можно смоделировать, используя большие массивы данных.

В работе представлены результаты моделирования влияния новых федеральных выплат на денежные доходы и уровень бедности населения России с учетом изменений в занятости, произошедших вследствие ограничительных мер в течение первой волны пандемии COVID-19 в 2020 году. Особое внимание уделено вопросу о том, как различался компенсационный эффект мер поддерж-

¹ Реальные располагаемые денежные доходы населения по Российской Федерации. [https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/urov_12kv-nm\(1\).xlsx](https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/urov_12kv-nm(1).xlsx).

² Расчеты авторов на основе данных Федерального казначейства об исполнении федерального бюджета за 2020 год (<https://roskazna.gov.ru/ispolnenie-byudzheta/federalnyj-byudzheta/>) и данных Росстата об объеме и структуре денежных доходов населения Российской Федерации по источникам поступления ([https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/urov_13kv-nm\(2\).xls](https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/urov_13kv-nm(2).xls)).

ки для разных категорий населения. Исследование выполнено преимущественно на массиве данных Выборочного наблюдения доходов населения и участия в социальных программах Росстата. Количественные оценки даны по состоянию на II квартал 2020 года — период наиболее строгих ограничений и принятия решений о большей части антикризисных выплат. Однако полученные результаты не следует экстраполировать на весь 2020 год, поскольку они не учитывают изменения социально-экономической ситуации и решений, принятых в течение III и IV кварталов.

1. Основные тенденции на рынке труда как фактор изменения доходов населения

Проведенные исследования о начальном влиянии пандемии на денежные доходы населения показали, что главной причиной негативного тренда было снижение заработных плат, локализовавшееся в наиболее пострадавших от кризиса отраслях³, секторах экономики и на территориях [Гришин и др., 2020. С. 11; Общество и пандемия., 2020. С. 117]. Вторым фактором являются потери доходов от предпринимательской деятельности, поскольку основной удар кризиса пришелся по малому бизнесу, в том числе индивидуальным предпринимателям (ИП) и самозанятым [Малева и др., 2020. С. 68]. На российском рынке труда сработали привычные для него адаптационные механизмы: сокращение зарплаток и рабочего времени, вплоть до простоя, но с сохранением рабочих мест было более распространенной тактикой среди работодателей, чем увольнение сотрудников⁴. А резкий рост напряженности на рынке труда был обусловлен не только увольнениями, но и снижением объемов найма [Малева и др., 2020. С. 67].

При этом риски сокращения трудовых доходов гораздо сильнее зависели от особенностей рабочего места, чем от индивидуальных характеристик работников. В исследовании Владимира Гимпельсона и Ростислава Капелюшника выявлено, что основные различия (от наиболее пострадавших — к наименее пострадавшим) пролегли по таким осям, как отрасль занятости (сфера услуг — госуправление, а также сфера информационно-коммуникационных технологий, промышленность и сельское хозяйство), место проживания (города, особенно крупнейшие, —

³ Мониторинг социально-экономического положения и социального самочувствия населения. Октябрь 2020 / Под ред. Л. Н. Овчаровой. М.: НИУ ВШЭ, 2020. https://www.hse.ru/data/2020/10/20/1375358465/Октябрь_2020_Мониторинг_ВШЭ.pdf.

⁴ Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. «Ковидизация» российского рынка труда // Эконс. 2020. 16 июля. <https://econs.online/articles/opinions/kovidizatsiya-rossiyskogo-rynka-truda/>.

сельская местность), сектор занятости (рыночный — бюджетный), размер компании (малые и средние — крупные предприятия) и тип занятости (неформальные — формальные трудовые отношения)⁵. От положения рабочего места в этой системе координат во многом зависела возможность сохранения работником оплачиваемой занятости во время весеннего локдауна и после него, в том числе за счет адаптации к дистанционному формату работы, а также право работодателей на получение мер государственной поддержки для сохранения рабочих мест⁶.

Анализ территориальных аспектов этих различий показывает, что в разрезе субъектов РФ самыми уязвимыми для негативного влияния кризиса, вызванного пандемией, являются города федерального значения, экономически слабые регионы с недоразвитым реальным сектором и высокой долей неформально занятых, а также территории, специализирующиеся на отдельных отраслях сферы услуг (туризме, внешней торговле, сложных видах услуг) [Кузнецова, 2020]. Однако при рассмотрении регионального уровня происходит усреднение показателей и крупнейших, и небольших городов, и сельских поселений, хотя именно в этой плоскости территориальные различия, как правило, наиболее существенны [Зубаревич, 2016]. Жесткость ограничительных мер и степень их влияния на рынок труда различались не только по отраслям и секторам экономики, но и в территориальном разрезе, что обусловлено разной остротой проблемы заболеваемости COVID-19 в регионах и поселениях⁷.

Наконец, говоря об изменениях на рынке труда, важно отметить, что определенную стабилизирующую роль для занятости, а значит, и для доходов населения в период ограничительных мер сыграл переход к работе в дистанционном режиме там, где это было возможно с технической и содержательной точек зрения. Наибольшая доля работающих удаленно наблюдалась в Москве, Санкт-Петербурге и других крупнейших городах⁸: здесь не только шире покрытие и лучше качество интернет-связи, но и более распространены виды деятельности, в которых может быть востребован и реализуем такой формат занятости [Ляшок, 2020].

⁵ Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И. «Ковидизация» российского рынка труда...

⁶ Безвозмездные субсидии и льготные кредиты на выплату заработной платы работникам в размере МРОТ (Постановления Правительства РФ от 24.04.2020 № 576 и от 16.05.2020 № 696).

⁷ Хотя гипотеза о положительной корреляции между плотностью населения и уровнем инфицированности коронавирусом не нашла однозначного подтверждения (См.: Пузанов А. С., Боброва К. В. Города на переднем линии борьбы с коронавирусом — обзор международной экспертной повестки и оценка ее адекватности российским реалиям. <http://www.urbanomics.ru/research/mind/goroda-na-peredney-linii-borby-s-koronavirusom-obzor-mezhdunarodnoy-ekspertnoy>).

⁸ Цифровая грамотность и удаленная работа в условиях пандемии: совместный аналитический доклад ВЦИОМ и Social Business Group. <https://socialbusinessgroup.ru/uploads/s/m/s/i/msiugb4swvj/k/file/AMo1W3qz.pdf?preview=1>.

2. Методология исследования

Метод моделирования и данные

Для оценки того, как повлияли новые меры монетарной поддержки на денежные доходы населения в условиях первой волны пандемии COVID-19, мы применяем метод микромоделирования (микросимулирования). Суть метода состоит в разработке модели на основе микроданных выборочного обследования населения, позволяющей оценить количественные эффекты тех или иных изменений в социальной политике для доходов каждого конкретного домохозяйства или индивида в выборке. Для этого предполагаемые или, как в нашем случае, уже произведенные, но еще не зафиксированные в обследовании изменения, например в системе социальных выплат, вменяются (моделируются) по определенным правилам на индивидуальном и домохозяйственном уровнях. Используемая модель является статической: она исходит из допущения, что, несмотря на изменения в социальной политике, характеристики населения, которое репрезентирует обследование, прежде всего поведенческие реакции, остаются неизменными (например, в отношении занятости, сбережений, демографических событий и пр.) [Bourguignon, Spadaro, 2006].

Для микромоделирования мы используем данные Выборочно-го наблюдения доходов населения и участия в социальных программах за 2017 год Росстата (ВНДН-2017)⁹, актуализированные с учетом информации о фактическом экономическом росте и изменении доходов граждан за 2017–2019 годы, то есть характеризующие социально-экономическую ситуацию на 1 января 2020 года. Хотя доступны более поздние волны ВНДН, массив 2017 года является самым объемным и позволяет работать с региональным контекстом и мерами, направленными на небольшие группы получателей (выборка 2017 года почти в три раза больше выборок других лет).

Актуализация данных ВНДН-2017 на 1 января 2020 года выполнена в два этапа. На первом рассчитаны корректирующие весовые коэффициенты по аналогии с методологией расчета весов Росстатом. На этом этапе за счет незначительных изменений исходных весовых коэффициентов проведена корректировка половозрастной структуры на основе официальных данных¹⁰. В работе

⁹ Выборка размером 160 тыс. домашних хозяйств репрезентирует население России в целом, по городским и сельским поселениям с различной численностью населения, а также по отдельным социально-демографическим группам. https://www.gks.ru/free_doc/new_site/vndn-2017/index.html.

¹⁰ Численность населения Российской Федерации по полу и возрасту. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284>.

реализована корректировка как по возрастным группам, которые учитываются в методологии Росстата (мужчины и женщины младше трудоспособного возраста, в трудоспособном возрасте, старше трудоспособного возраста), так и по дополнительным группам для обеспечения более корректного моделирования мер поддержки семей с детьми (дети в возрасте до 2 лет, 3–7, 8–18 лет). Корректировка была выполнена с помощью итерационного алгоритма поиска весовых коэффициентов на основе дезагрегированного массива данных, который является авторской модификацией метода итерационного пропорционального подбора (Iterative Proportional Fitting Procedure, IPFP) [Жаромский и др., 2011].

На втором этапе актуализирован уровень денежных доходов населения и проведена балансировка их структуры. Для этого на основании данных об изменении за период с 2017 года по 2019-й основных компонентов денежных доходов (заработной платы, предпринимательского дохода, пенсий, пособий и других социальных выплат)¹¹ для каждого компонента произведен расчет балансовых поправочных коэффициентов так, чтобы структура и уровень доходов в массиве обследования соответствовали официальным статистическим данным за 2019 год. Таким образом, был обеспечен учет динамики размера и структуры доходов населения. Кроме того, актуализированные данные ВДН-2017 учитывают ключевые решения социальной политики, принятые в 2017–2019 годах в отношении поддержки доходов населения (увеличение минимального размера оплаты труда (МРОТ), изменение размера и правил назначения наиболее крупных по охвату социальных выплат, введение новых видов выплат).

Параметры моделирования изменений доходов от занятости: учет отраслевых и территориальных различий

Стартовое положение для разработки модели состоит в том, что на изменение материального положения населения в период первой волны распространения COVID-19 разнонаправленно влияли два фактора: (1) введение ограничительных мер для борьбы с распространением инфекции, в результате которых часть граждан полностью или в значительной степени утратили доход от занятости, и (2) принятые федеральным правительством меры поддержки доходов населения, призванные компенсировать эти потери. Воздействие каждого фактора учтено в два последовательных этапа.

¹¹ Использованы данные Росстата об объеме, структуре и среднедушевом размере денежных доходов населения. <https://rosstat.gov.ru/folder/13397>.

На первом этапе с помощью вероятностного подхода смоделировано, как изменились доходы населения от занятости, то есть оплата труда наемных работников и доход от предпринимательской деятельности, в том числе от самозанятости, в результате распределения занятых по следующим исходам:

- 1) полное сохранение или потеря в пределах 20% дохода¹²:
 - а) у занятых, трудовая деятельность которых фактически не изменилась,
 - б) у занятых на дистанционном режиме работы;
- 2) утрата дохода от занятости:
 - а) полностью в результате увольнения,
 - б) полностью в результате простоя,
 - в) в значительной степени (до минимального размера оплаты труда).

Базовой предпосылкой модели является дифференциация распределения этих исходов для занятости в отраслевом (по видам экономической деятельности (ВЭД)¹³) и территориальном разрезе.

Следует отметить, что объявленный Президентом РФ режим нерабочих дней с 30 марта по 11 мая 2020 года действовал во всех субъектах РФ, однако перечень организаций, на которые этот режим не распространялся, как и удельный вес занятости в них, варьировался по регионам. При общей схожести ограничительных мер, введенных в рамках режимов повышенной готовности, регионы существенно различались по тому, насколько быстро они стали снимать эти ограничения, особенно в отношении режима труда, экономической деятельности и передвижения граждан. Тем не менее, основываясь на результатах упомянутых выше исследований, мы исходим из того, что в контексте ограничительных мер, принятых во II квартале 2020 года, и, главное, в отношении реакции рынка труда и рисков для занятости территориальные различия корректнее учитывать в разрезе типов поселений, а не субъектов Российской Федерации.

Исходы для занятости дифференцированы в модели для четырех территориальных уровней:

- 1) столичные агломерации (Москва, Московская область, Санкт-Петербург и Ленинградская область);

¹² Принято, что при сокращении рабочего времени пропорционально снижается и трудовой доход (например, переход от пяти- к четырехдневной рабочей неделе сократит оплату труда на 20%).

¹³ Хотя понятие «отрасль», строго говоря, не тождественно понятию «вид экономической деятельности», в рамках настоящей работы, оценивая исходы для занятости отдельных работников, мы считаем возможным пренебречь этим расхождением.

- 2) крупные города (с населением более 500 тыс. чел. и региональные центры с населением от 300 тыс. чел.);
- 3) средние и большие города (от 50 тыс. до 500 тыс. чел.¹⁴);
- 4) малые города (до 50 тыс. чел.), а также поселки городского типа и сельские населенные пункты.

На основе доступных на момент исследования оценок, прогнозов, обследований и других сведений, касающихся влияния ограничительных мер на рынок труда¹⁵, а также с учетом федерального перечня пострадавших отраслей¹⁶ для каждого из четырех территориальных уровней разработаны коэффициенты, описывающие вероятность каждого исхода для занятости работников в разрезе разделов общероссийского классификатора видов экономической деятельности (ОКВЭД).

При разработке этих коэффициентов использованы следующие предпосылки и допущения:

- в категорию работников, у которых занятость и трудовой доход не претерпели существенных изменений, в числе прочих включены работники социальной сферы бюджетного сектора, которые оказались временно не заняты из-за ограничительных мер, но сохраняли трудовой доход (например, сотрудники детских садов, организаций дополнительного образования);
- переход к удаленной занятости считается равновероятным для всех работников конкретного ВЭД на том или ином территориальном уровне, хотя нельзя исключить, что на него влияют и индивидуальные характеристики занятых (образование, возраст) [Ляшок, 2020];
- для ВЭД, где шире представлены неформально занятые, выше вероятность исходов с полной потерей трудового дохода в результате увольнения или простоя;
- в тех ВЭД и для тех территориальных уровней, где доля занятых на предприятиях малого и среднего бизнеса (МСБ)

¹⁴ Кроме региональных центров с населением более 300 тыс. чел.

¹⁵ Эффект «карантина» для России: оценка с использованием межотраслевого баланса. ЦМАКП. 01.04.2020. http://www.forecast.ru/_Archive/analytics/PROM/2020/Effect_MOB.pdf; Тенденции развития российской экономики в условиях пандемии коронавируса и возможные антикризисные меры. ИИЭ ВЭБ.РФ. 09.04.2020. <http://www.inveb.ru/ru/articles-menu/247-tendentsii-razvitiya-rossijskoj-ekonomiki-v-usloviyakh-pandemii-koronavirusa-i-vozmozhnye-antikrizisnye-mery/>; ЦСР. Мониторинг бизнес-среды. <http://www.csr.ru/ru/news/monitoring-biznes-sredy-tssr-kompanii-sokrashchayut-zarplaty-i-personal-prognoziruetsya-snizhenie-vvp/>; Мониторинг ЦСР. <http://www.csr.ru/ru/news/monitoring-tssr-mery-podderzhki-nachali-rabotat-no-rynok-truda-budet-sokrashchatsya/>.

¹⁶ Перечень отраслей российской экономики, в наибольшей степени пострадавших в условиях ухудшения ситуации в результате распространения новой коронавирусной инфекции, утвержден Постановлением Правительства РФ от 03.04.2020 № 434 (в последующих редакциях).

выше, больше вероятность исхода «простой с сохранением заработной платы в размере МРОТ», поскольку субъекты МСБ из наиболее пострадавших отраслей при соблюдении определенных условий могли получить субсидии от государства на выплату МРОТ своим сотрудникам;

- вероятность позитивных и негативных исходов для занятости и трудового дохода для одного и того же ВЭД принимается одинаковой для работников, занятых на разных должностных позициях¹⁷, равновероятными в модели считаются также исходы и для разных возрастных групп работников¹⁸;
- смена места работы не считается исходом с потерей дохода, даже если увольнение с прежнего места работы обусловлено последствиями ограничительных мер;
- у самозанятых и наемных работников ИП больше риски потери занятости и (или) трудового дохода, чем у занятых в менее пострадавших отраслях и в корпоративном секторе¹⁹.

На следующем шаге из Обследования рабочей силы за 2018 год (ОРС-2018)²⁰ получено распределение среднегодовой численности занятых на основной работе по ВЭД на разных территориальных уровнях. ОРС репрезентирует всю совокупность занятых от пятнадцати лет и старше без учета иностранных трудовых мигрантов, а его среднегодовые данные представительны по субъектам РФ и типам поселений (города и сельская местность). Поскольку в ОРС нет сведений о размере населенного пункта, доли занятых по разделам ОКВЭД рассчитаны для каждого из трех территориальных уровней:

- столичные агломерации,
- городские поселения,
- сельские поселения.

¹⁷ В то же время есть основания полагать, что работники с более высокой квалификацией и руководители в период кризиса в меньшей степени подвержены угрозе увольнения [Луданик, Орлова, 2013].

¹⁸ Хотя в условиях особых требований к самоизоляции лиц старшего возраста работающие пенсионеры могут быть подвержены повышенным рискам потери дохода от занятости, особенно в тех отраслях и на тех позициях, где нет возможности дистанционной занятости либо хуже соблюдаются трудовые гарантии.

¹⁹ В ВНДН отсутствует информация о размере предприятия, на котором занят респондент, а также о форме собственности организации. Поэтому невозможно выделить занятых в малом и среднем бизнесе, хотя для них риски потери занятости и (или) дохода существенно выше, чем для занятых в организациях государственной и муниципальной собственности или на крупных предприятиях.

²⁰ Последние на момент проведения исследования данные Росстата в открытом доступе. http://gks.ru/free_doc/new_site/population/trud/bd_ors/bd_ors2017-2018.sav.

Отметим, что ОРС содержит данные о занятых по месту их проживания, а не по месту работы. Это отчасти повышает риск недоучета в модели негативного влияния на занятость в части малых городов и сельской местности, особенно в зоне притяжения крупнейших городов-центров.

Распределение занятых по ВЭД, сгруппированном по степени негативного воздействия на них ограничительных мер, для трех территориальных уровней (рис. 1) демонстрирует, что в столичных агломерациях вклад наиболее пострадавших ВЭД (услуг населению, производственных услуг, транспорта, строительства) в структуре занятости выше, чем в населенных пунктах других территориальных уровней.



Примечание. Буквенные обозначения разделов использованы в соответствии с общероссийским классификатором видов экономической деятельности (ОКВЭД 2).

Источник: расчеты авторов по данным ОРС-2018. http://gks.ru/free_doc/new_site/population/trud/bd_ors/bd_ors2017-2018.sav.

Рис. 1. Доля занятых по ВЭД по месту основной работы, сгруппированном по степени негативного воздействия на занятость, в среднегодовой численности занятого населения в возрасте 15 лет и старше на разных территориальных уровнях, 2018 год (%)

Итоговые значения вероятностей наступления исходов (распределение исходов) для занятости всех работников на каждом из четырех территориальных уровней (P_{ij}), представленные в табл. 1, получены путем перемножения коэффициентов, характеризующих, с какой вероятностью (p_{ijk}) наступал тот или иной исход (i) для занятости работающих в каждом разделе ОКВЭД (k) на каждом из территориальных уровней (j), и значений доли раздела

ОКВЭД в структуре численности работников по месту основной работы на данном территориальном уровне (S_{jk})²¹:

$$P_{ij} = p_{ijk} \times S_{jk}. \quad (1)$$

Исходы для занятости с заданной вероятностью случайным образом распределяются среди работающих индивидов с учетом характеристик их занятости и места проживания.

Т а б л и ц а 1

Итоговые параметры моделирования исходов для занятости на разных территориальных уровнях (% численности работников, проживающих в поселениях каждого типа)

Территориальные уровни	Сохранение или незначительная потеря трудового дохода		Значительная или полная потеря трудового дохода			Всего
	занятость без изменений	дистанционная занятость	простой с сохранением трудового дохода в размере МРОТ	простой без сохранения трудового дохода	увольнение	
Столичные агломерации: г. Москва, Московская обл., г. Санкт-Петербург, Ленинградская обл.	63	14	5	7	11	100
Крупнейшие города с населением более 500 тыс. чел. и региональные центры от 300 тыс. чел.	70	9	4	6	11	100
Другие города с населением более 50 тыс. чел.	76	3	4	7	10	100
Малые города (до 50 тыс. чел.), поселки городского типа и сельская местность	80	2	4	6	8	100

Источник: расчеты авторов на основе данных ОПС-2018. http://gks.ru/free_doc/new_site/population/trud/bd_ors/bd_ors2017-2018.sav.

Моделирование влияния мер поддержки на денежные доходы населения

На втором этапе моделирования непосредственно оценивалось, насколько федеральные монетарные меры поддержки, адресованные семьям с детьми и безработным в 2020 году, помогли смягчить ухудшение материального положения населения. Одна

²¹ Как для крупнейших городов и региональных центров, так и для средних и больших городов (с населением более 50 тыс. чел.) коэффициенты исходов для занятости перемножаются с долями разделов ОКВЭД в структуре занятости, характерной для «других городов, кроме столичных агломераций».

часть этих мер установлена на постоянной основе, их принятие было лишь ускорено в связи с пандемией, другая — это временные меры, предусмотренные для краткосрочной поддержки доходов населения и смягчения экономических последствий от введения ограничительных мер. Перечень и характеристики мер, действовавших в течение II квартала 2020 года и использованных в моделировании, представлены в табл. 2.

Т а б л и ц а 2

Установленные на федеральном уровне новые меры монетарной поддержки семей с детьми и безработных, учтенные в модели

Наименование меры	Категория получателей	Размер выплаты
<i>Постоянные меры</i>		
Ежемесячная выплата на каждого ребенка в возрасте от 3 до 7 лет включительно	Семьи со среднедушевым доходом не выше одной величины прожиточного минимума в регионе	0,5 величины прожиточного минимума на детей за II квартал 2019 года в регионе
Увеличение размера ежемесячного пособия по уходу за первым ребенком в возрасте до 1,5 года	Неработающие граждане, осуществляющие уход за первым ребенком в возрасте до 1,5 года	Повышение в два раза (до 6752 руб. ^а в месяц)
<i>Временные меры</i>		
Ежемесячная выплата на ребенка в возрасте до 3 лет	Все семьи	5000 руб. в месяц
Единовременная выплата на каждого ребенка в возрасте от 3 до 16 лет	Все семьи	10 000 руб.
Ежемесячная выплата на каждого ребенка в возрасте до 18 лет	Один из родителей, уволенный и зарегистрированный как безработный начиная с 1 марта 2020 года	3000 руб. в месяц
	Один из родителей, зарегистрированный как безработный	
Увеличение размера минимального пособия по безработице	Зарегистрированные безработные, получающие минимальное пособие	Повышение в три раза (до 4500 руб. ^а в месяц)
Установление пособия по безработице в максимальном размере независимо от стажа и зарплаты на последнем месте работы	Лица, потерявшие работу после 1 марта 2020 года и зарегистрированные как безработные	12 130 руб. ^а в месяц
Увеличение пособия по безработице для ИП, прекративших свою деятельность	ИП, прекратившие свою деятельность после 1 марта 2020 года и зарегистрированные как безработные	12 130 руб. ^а в месяц

^а В отдельных местностях размер рассчитывается с учетом районного коэффициента.

Источник: составлено на основе нормативных правовых актов Российской Федерации.

Подчеркнем, что в модель не были включены меры поддержки, реализованные в III и IV кварталах 2020 года, а также антикри-

зисные выплаты семьям с детьми и безработным, установленные в ряде регионов России, поскольку исследование сфокусировано на оценке эффекта федеральных мер. Кроме того, не учитывались доплаты отдельным категориям работников здравоохранения и сферы социального обслуживания, так как условия их назначения и определения размера не позволяют четко определить фактический прирост оплаты труда.

При моделировании эффекта мер поддержки сделаны следующие допущения:

- пособие по безработице в максимальном размере вменяется не всем лицам, для которых смоделирована потеря занятости в результате увольнения, а только 52% из них. Это обусловлено тем, что соотношение численности регистрируемых безработных и общей численности безработных (по методологии МОТ), составлявшее до кризиса около 20%, резко выросло благодаря упрощению регистрации в службе занятости и повышению размера пособия по безработице и по состоянию на конец июня достигло 59% [Антонова и др., 2020];
- выплаты на детей вменяются всем семьям, соответствующим критериям назначения, без учета возможных ошибок исключения, иначе говоря, рассчитывается максимально возможный эффект.

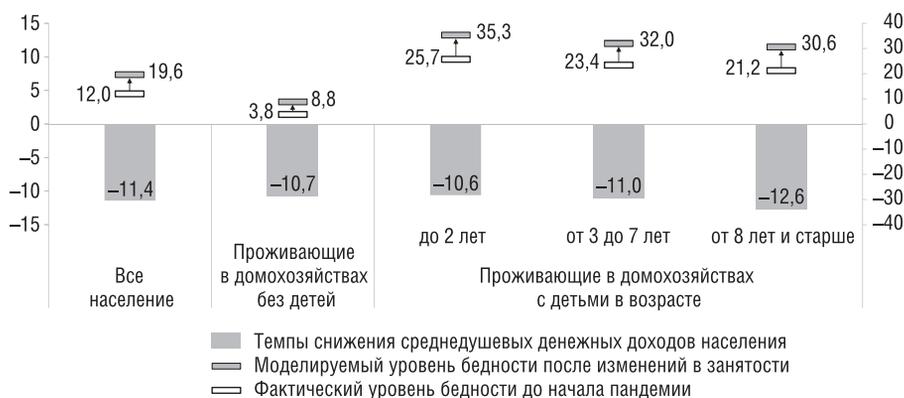
Напомним, что параметры моделирования характеризуют социально-экономическую ситуацию по состоянию на II квартал 2020 года, а его результаты представляют собой срез в годовом выражении: все денежные показатели взяты в среднемесечном размере в расчете за двенадцать месяцев, чтобы избежать переоценки влияния социальных выплат на доходы и уровень бедности.

3. Результаты моделирования

Оценка влияния изменений в занятости на денежные доходы и уровень бедности населения

Для общей картины изменений в занятости населения в результате ограничительных мер во II квартале 2020 года, полученной по итогам первого этапа моделирования, характерно существенное сокращение трудовых доходов, затронувшее в целом около 20% работников. Из них в ситуацию вынужденного простоя без сохранения трудового дохода попали 6,3% занятых, в простое с сохранением заработка только на уровне МРОТ оказались около 4%, а доля тех, кто не сохранил рабочее место, рассчитана в размере 9,5%.

Согласно результатам моделирования, ухудшение ситуации на рынке труда привело к снижению среднедушевых денежных доходов (СДД) населения на 11% по сравнению с их фактическим значением до начала пандемии (на 1 января 2020 года). При этом дифференциация по группам населения невелика: у тех, кто проживает в домохозяйствах без детей, СДД в среднем сократились на 10,7%, а у проживающих в семьях с детьми разного возраста — от 10,5 до 12,5% (рис. 2). Однако именно на семьи с детьми пришелся наибольший прирост уровня бедности: и без того высокая доля бедных среди них (21–26% в зависимости от возраста детей) в условиях пандемии выросла в 1,5 раза, до 31–35%. В среднем по населению доля населения с СДД ниже величины прожиточного минимума (ВПМ) по результатам моделирования увеличилась с 12 до 19,6%.



Источник: расчеты авторов по данным ВНДН. http://gks.ru/free_doc/new_site/vndn-2017/index.html.

Рис. 2. Темпы снижения среднедушевых денежных доходов (левая ось, %) и изменение уровня бедности населения (правая ось, %) по итогам моделирования негативных изменений в занятости населения

Отметим, что на основе модели получены иные, более негативные, количественные оценки динамики материального положения российского населения во II квартале 2020 года по сравнению с опубликованной статистикой. Согласно первым оценкам Росстата, при снижении реальных денежных доходов на 8% ко II кварталу 2019 года уровень бедности населения вырос до 13,5%, то есть на 1,2 п.п. в сравнении со среднегодовым значением 2019 года.

Причин расхождения результатов несколько. Во-первых, оценки динамики, полученные при моделировании, соотносятся не с аналогичным периодом предыдущего года, а с моментом до начала пандемии, фактически с 1 января 2020 года. Во-вторых, выборки в обследованиях обычно смещены в сторону домохозяйств

с относительно низкими доходами²², тогда как высокодоходные слои в ней охвачены хуже [Карабчук и др., 2013. С. 166]. Ухудшение ситуации на рынке труда в большей степени затронуло занятых, имеющих низкий и ниже среднего уровень зарплаток²³, то есть с большими рисками попадания за черту бедности в случае полной или значительной утраты трудового дохода. В-третьих, сам метод моделирования предполагает опору на ряд предпосылок и допущений, которые отчасти влияют на численные значения полученных результатов.

Оценка компенсационного эффекта отдельных мер поддержки населения

Компенсационный эффект мер социальной поддержки с точки зрения их влияния на денежные доходы и масштабы бедности в стране оценивается по трем показателям, описывающим ситуацию с учетом этих мер по сравнению с той, которая сложилась бы в их отсутствие:

- 1) прирост среднедушевых денежных доходов получателей в абсолютном выражении после получения ими денежных выплат;
- 2) доля населения, проживающего в семьях получателей, среднедушевые денежные доходы которых преодолели черту бедности (1 ВПМ) благодаря мерам социальной поддержки;
- 3) сокращение доли бедных в целом по населению за счет мер социальной поддержки (в процентных пунктах и процентах от численности всего бедного населения).

Количественные оценки эффекта каждой из анализируемых постоянных и временных мер, полученные по итогам второго этапа моделирования, представлены в табл. 3. Их разброс обусловлен различиями, во-первых, в критериях назначения выплат, а во-вторых, в размерах и продолжительности их предоставления.

Так, среди постоянных мер ежемесячная выплата на ребенка от 3 до 7 лет является более эффективным инструментом для увеличения денежных доходов и особенно для сокращения бедности, чем пособие по уходу за первым ребенком в возрасте до 1,5 года. Во-первых, она охватывает больше семей из-за более широкого возрастного диапазона, а во-вторых, назначается только мало-

²² Так, допандемийный уровень среднедушевых денежных доходов в актуализированном массиве ВНДН, использованном в моделировании, составил 29 260 руб., а по данным Росстата — 35 188 руб. по итогам 2019 года.

²³ Большая уязвимость работников на низкооплачиваемых рабочих местах в этом кризисе характерна не только для России, но и для многих развитых стран. См.: OECD Employment Outlook 2020: Worker Security and the COVID-19 Crisis. Paris: OECD Publishing, 2020.

имуществам семьям, а значит, полностью или частично идет на сокращение дефицита дохода. При достаточно высоком размере (по сравнению с большинством других выплат на детей в российской системе социальной поддержки) выплата на ребенка-дошкольника добавила к денежным доходам их семей по 1,5 тыс. руб. на человека, что в относительном выражении равно четвертой части дотрансфертного душевого дохода, составлявшего до выплаты в среднем около 6,5 тыс. руб. Удвоение минимального пособия по уходу за первым ребенком до 1,5 года позволило повысить СДД семей-получателей только на 860 рублей (6% их дотрансфертного душевого дохода). В итоге, по нашим оценкам, выплата на ребенка от 3 до 7 лет выводит из бедности 17,5% из тех, кто проживает в семьях ее получателей, что вдвое выше аналогичного показателя

Т а б л и ц а 3

Влияние новых монетарных мер поддержки семей с детьми и безработных граждан на показатели среднедушевых денежных доходов и уровня бедности по результатам моделирования

Меры поддержки	Среднедушевые денежные доходы получателей (руб.)		Доля получателей, вышедших из бедности за счет выплат (%)	Сокращение доли бедных за счет выплат	
	без выплат	с учетом выплат		п.п.	%
<i>Постоянные меры</i>					
Ежемесячная выплата на каждого ребенка в возрасте 3–7 лет из семей с СДД не выше 1 ВПМ на душу населения	6421	7945	17,5	1,4	6,8
Увеличение в два раза размера минимального пособия по уходу за ребенком в возрасте до 1,5 года неработающим гражданам	14 521	15 380	8,2	0,1	0,3
<i>Временные меры</i>					
Доплата на каждого ребенка до 18 лет в семьях, где хотя бы один из родителей зарегистрирован как безработный и получает пособие по безработице	13 079	13 358	1,7	0,1	0,3
Ежемесячная выплата на ребенка до 3 лет	15 714	16 015	3,1	0,1	0,7
Единовременная выплата на каждого ребенка в возрасте от 3 до 16 лет	20 295	20 588	3,4	0,5	2,4
Увеличение в три раза размера минимального пособия по безработице	9498	9665	1,1	0,0	0,05
Установление для граждан, потерявших работу в период пандемии, пособия по безработице в максимальном размере	18 039	20 331	18,0	0,5	2,5

Источник: расчеты авторов по данным ВНДН. http://gks.ru/free_doc/new_site/vndn-2017/index.html.

для удвоенного пособия по уходу, а показатели влияния этих мер на уровень бедности в целом по населению различаются более чем на порядок.

Временные денежные выплаты предназначались всем семьям с детьми, а не только малоимущим, а их среднемесячный размер в пересчете на год составил не более 200–300 руб. на члена домохозяйства, поэтому их влияние на бедность априори не может быть высоким. Даже самая крупная по размеру и охвату единовременная выплата на детей способствовала выходу из бедности не более 3,5% ее получателей. Общий же эффект временных мер, адресованных семьям с детьми, оценивается как сокращение доли бедного населения на 3,7% от того значения, которое было бы достигнуто без учета этих выплат.

Из-за низкого размера не были результативны в снижении уровня бедности и временные выплаты гражданам, потерявшим работу до пандемии, — так называемым старым безработным. СДД их семей после получения повышенного минимального пособия по безработице выросли в среднем только на 167 руб., или менее чем на 2%, а доля тех из них, чьи СДД преодолели порог бедности, составила всего 1,1%. Дополнительная поддержка «новых» безработных, то есть граждан, потерявших работу в период пандемии, была более существенной. СДД их семей выросли в среднем на 2300 руб., или на 12,7%, что привело к большему сокращению бедности среди получателей — на 18%.

Оценка совокупного эффекта новых монетарных мер поддержки

Совокупный компенсационный эффект оценивается по тем же показателям в разрезе групп мер поддержки и категорий домохозяйств.

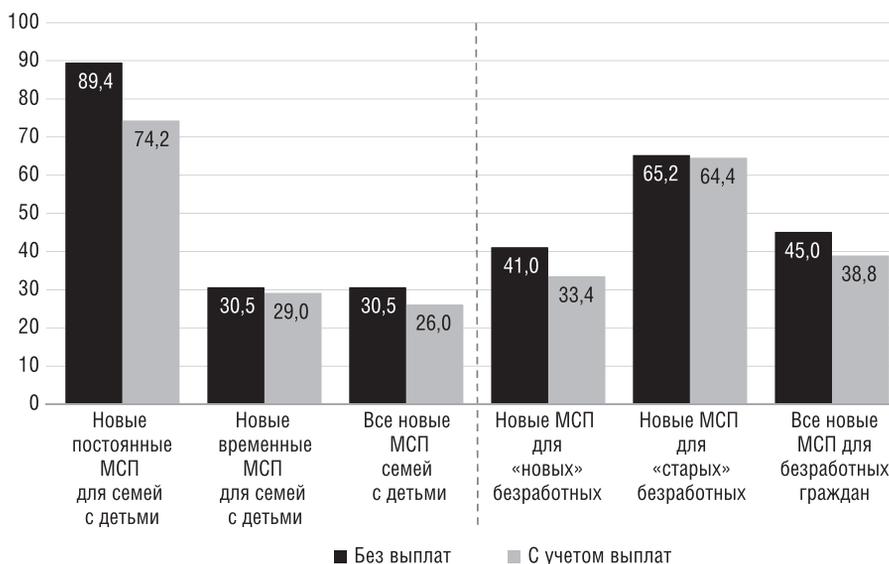
В общей сложности благодаря рассмотренным денежным выплатам СДД населения выросли в абсолютном выражении почти на 500 руб. в месяц. Это позволило компенсировать только около седьмой части доходов, снизившихся, согласно модели, на 11,4% от докризисного уровня из-за ухудшения ситуации с занятостью в первую волну пандемии.

Основными бенефициарами в этом отношении стали семьи с детьми дошкольного возраста. Так, у семей с детьми в возрасте до 7 лет меры поддержки компенсировали в среднем 40% утраченного дохода, а у семей с детьми старше 7 лет — около 25%. Тем не менее это не говорит об их более благополучном положении по сравнению с бездетными семьями, для которых восстановление СДД за счет выплат не было сколь-нибудь заметным. До панде-

мии дефицит денежных доходов в семьях с детьми из-за высокой иждивенческой нагрузки был выше, чем в среднем по всем домохозяйствам и тем более в бездетных семьях. Например, для семей с детьми до 3 лет исходный размер СДД (19,3 тыс. руб.) был почти вдвое ниже, чем в семьях, не имеющих детей (35,9 тыс. руб.).

Принятые на федеральном уровне монетарные меры поддержки отчасти сгладили негативное воздействие пандемии, затормозив рост уровня бедности населения. По результатам моделирования кризисное снижение доходов населения привело бы к росту доли малоимущих граждан с 12 до 19,6%, однако с учетом дополнительных выплат этот показатель оценивается в 16,8%.

Наиболее результативными с точки зрения сдерживания роста бедности населения, возникшего из-за кризисного падения денежных доходов, оказались новые постоянные выплаты на детей. Благодаря их большей нацеленности на малообеспеченные семьи и более высоким среднемесячным размерам обе эти выплаты вывели из состояния бедности 17% населения, проживающего в семьях получателей, тогда как для временных мер этот показатель составляет всего 5% (рис. 3). Совокупный эффект от всех новых федеральных выплат, адресованных семьям с детьми, оценивается как снижение уровня бедности в семьях получателей на 4,5 п.п. (с 30,5 до 26%), а уровня бедности в целом по населению — на 2,2 п.п.

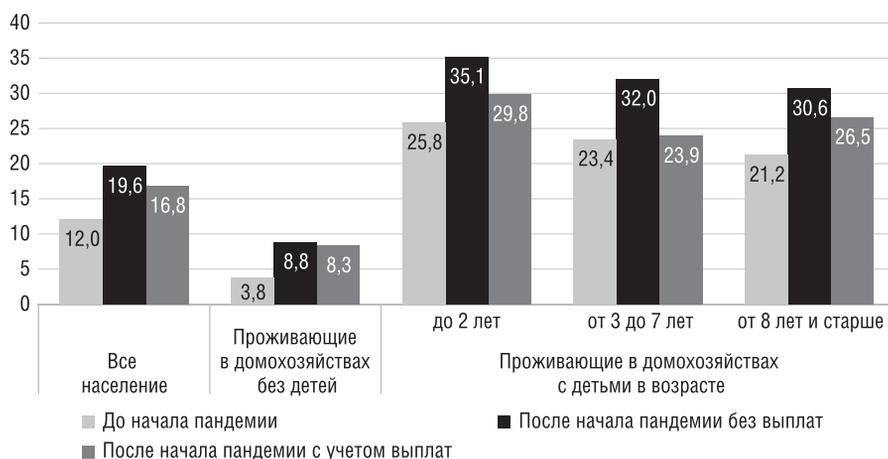


Источник: расчеты авторов по данным ВНДН. http://gks.ru/free_doc/new_site/vndn-2017/index.html.

Рис. 3. Доля бедного населения, проживающего в домохозяйствах, получивших новые меры социальной поддержки семей с детьми и безработных граждан, по результатам моделирования (%)

Антикризисные выплаты для «новых» и «старых» безработных снизили долю бедных среди домохозяйств с безработными с 45 до 38,8%. Однако их вклад в погашение прироста общего уровня бедности небольшой и оценивается всего в 0,5 п.п., или 2,6%, поскольку их получатели относительно немногочисленны.

В отношении уровня бедности компенсационный эффект новых мер поддержки также наиболее заметен у семей с детьми, хотя его величина дифференцирована в зависимости от возраста детей (рис. 4). Так, новые выплаты практически полностью демпфировали негативное влияние кризиса на семьи, имеющие детей в возрасте от 3 до 7 лет, удержав бедность на исходном, докризисном, уровне. Для других категорий семей с детьми этот эффект менее выражен, однако уровень бедности всё же существенно корректируется в сторону снижения на 4–5 п.п. в отличие от бездетных домохозяйств, где компенсационный эффект от принятых мер практически полностью отсутствует. До пандемии среди семей без детей абсолютная бедность была на очень низком уровне (3,8%), однако в кризис она выросла более чем в два раза.



Источник: расчеты авторов по данным ВНДН. http://gks.ru/free_doc/new_site/vndn-2017/index.html.

Рис. 4. Уровень бедности разных групп населения по результатам моделирования (% от численности населения в группе)

Представленные результаты позволяют не только увидеть, как ухудшение ситуации на рынке труда в первую волну пандемии отразилось на материальном положении разных групп населения и кто оказался бенефициаром государственных мер поддержки, но и по отношению к каким группам населения проблемы снижения доходов и роста бедности остались нерешенными.

Одну из таких групп составляют занятые в неформальном секторе, у которых нет иных источников доходов в виде пенсии или дополнительной работы. Численность этой категории оценивается в 6 млн чел., у большинства из них трудовой доход не превышает 1,5 ВПМ [Общество и пандемия..., 2020. С. 133], что само по себе уже подразумевает высокие риски бедности, не говоря уже о потере части заработка. Однако, будучи одной из самых уязвимых групп в период самоизоляции, именно неформально занятые остались вне зоны действия как новых, так и действовавших ранее мер государственной поддержки. Получить к ним доступ такие работники могли (1) через выплаты на детей, (2) встав на учет в службе занятости и получив минимальное пособие по безработице, (3) став участниками региональных программ социальной помощи на условиях социального контракта. Оценки эффектов от реализации таких мер поддержки свидетельствуют о том, что они не компенсируют потерь доходов неформально занятых, поэтому в этой группе следует ожидать роста бедности.

Вторая социальная группа, оказавшаяся в более уязвимом положении, — бедные семьи с детьми. Несмотря на масштабные меры поддержки семей с детьми, принятые в период пандемии, для них риски бедности продолжают существенно превышать среднероссийский уровень. Наименьший уровень бедности и дефицит денежных доходов до начала пандемии был у семей с детьми старше 7 лет, но из-за отсутствия для них новых федеральных адресных выплат принятые меры в меньшей мере способствовали сокращению бедности в этой группе.

Заключение

Полную оценку мер, принятых правительством для поддержки экономики и населения в период пандемии COVID-19, необходимо будет дать после ее окончания. Тем не менее эффект от монетарных мер поддержки населения в условиях ухудшения ситуации на рынке труда можно смоделировать, используя метод микро-симулирования. Расчеты по состоянию на II квартал 2020 года на основе данных ВНДН Росстата показали, что реализованные меры поддержки семей с детьми и безработных граждан смягчили удар по материальному положению российских семей, компенсировав около седьмой части выпавших денежных доходов и более трети прироста уровня бедности. Однако этот эффект был весьма краткосрочным.

Наибольший компенсационный эффект в силу своего относительно высокого размера и назначения только малоимущим семьям имела новая выплата на ребенка в возрасте от 3 до 7 лет.

Меньшее влияние на показатели денежных доходов и уровня бедности оказали временные меры поддержки, поскольку они носили универсальный характер, то есть назначались всем семьям с детьми независимо от дохода и предоставлялись в течение короткого срока. То же относится и к краткосрочным мерам поддержки безработных.

Хотя дополнительные денежные выплаты населению сдержали прирост бедности, ее уровень оказался выше того, который был до пандемии. Максимальный компенсационный эффект отмечается в семьях с детьми до 7 лет, тогда как в семьях без детей он почти отсутствует. В качестве нерешенных проблем реализованной антикризисной социальной политики следует выделить также положение неформально занятых и семей с детьми старше 7 лет.

Для комплексной оценки эффектов мер социальной политики важно рассматривать их влияние на материальное благосостояние различных типов домохозяйств, а не только в привязке к наличию детей в семье и их возрасту. Эти аспекты являются предметом наших дальнейших исследований, учитывающих также новые данные о вызванных пандемией процессах на российском рынке труда и принятых мерах поддержки населения.

Предполагалось, что проблемы на рынке труда, вызванные пандемией и приводящие по крайней мере к временной потере занятости, долго не продлятся, поэтому меры поддержки населения в 2020 году были рассчитаны не более чем на 3–6 месяцев. Однако последующие волны распространения COVID-19 препятствовали быстрой нормализации экономической ситуации в стране. В 2021 году политика поддержки доходов населения с помощью разовых денежных выплат была продолжена: наряду с семьями с детьми ее бенефициарами стали пенсионеры и военнослужащие (у этой группы, впрочем, отсутствуют повышенные риски монетарной бедности). Однако эти выплаты вновь были единоразовыми и имели универсальный характер, поэтому вряд ли стоит ожидать их значительного влияния на уровень жизни тех групп населения, доходы которых оказались наиболее уязвимы в период пандемии.

Литература

1. Антонова Г. В., Мирзабалаева Ф. И., Бондарчук А. Г. Трансформация портрета безработного на регистрируемом рынке труда под влиянием институциональных и экономических факторов // Экономика труда. 2020. Т. 7. № 8. С. 693–712.
2. Гришин В. И., Домащенко Д. В., Константинова Л. В., Кошкин А. П., Устюжанина Е. В., Штыхно Д. А., Шубенкова Е. В. Жизнь после пандемии: экономические и социальные последствия // Вестник РЭУ им. Г. В. Плеханова. 2020. Т. 17. № 3(111). С. 5–18.

3. *Жаромский В. С., Рудберг А. М., Соццов В. В., Тер-Акопов С. А.* О задаче калибровки и взвешивания данных выборочных обследований большого объема // *Народонаселение*. 2011. № 3(53). С. 69–83.
4. *Зубаревич Н. В.* Социальная география российского кризиса // *Общественные науки и современность*. 2016. № 5. С. 5–18.
5. *Карабчук Т. С., Пашинова Т. Р., Соболева Н. Э.* Бедность домохозяйств в России: что говорят данные РМЭЗ ВШЭ // *Мир России*. 2013. Т. 22. № 1. С. 155–175.
6. *Кузнецова О. В.* Уязвимость структуры региональных экономик в кризисных условиях // *Федерализм*. 2020. № 2. С. 20–38.
7. *Луданик М. В., Орлова А. Н.* Проблема угрозы увольнения на рынке труда России // *Вестник Московского университета. Серия 6: Экономика*. 2013. № 1. С. 56–68.
8. *Ляшок В. Ю.* Особенности удаленной занятости в марте — июне 2020 г. в России // *Мониторинг экономической ситуации в России. Тенденции и вызовы социально-экономического развития*. 2020. № 20(122). С. 36–43.
9. *Малева Т. М., Гришина Е. Е., Бурдяк А. Я., Чумакова Ю. Б.* Эпидемиологический кризис в первой половине 2020 г.: социально-экономическое положение населения // *Экономическое развитие России*. 2020. Т. 27. № 10. С. 60–72.
10. *Общество и пандемия: опыт и уроки борьбы с COVID-19 в России* / Отв. ред.: В. А. Мау, Я. И. Кузьминов, А. Д. Радьгин, В. А. Садовничий, С. Г. Синельников-Мурылев. М.: Аналитический центр при Правительстве РФ, 2020.
11. *Bourguignon F., Spadaro A.* Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies // *The Journal of Economic Inequality*. 2006. No 4. P. 77–106.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 6, pp. 70–93

Alina I. PISHNYAK, Cand. Sci. (Sociol.). Institute for Social Policy, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: apishniak@hse.ru

Elena A. GORINA, Cand. Sci. (Econ.). Institute for Social Policy, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: egorina@hse.ru

Irina I. KORCHAGINA, Cand. Sci. (Econ.). Institute for Social Policy, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation); Institute of Socio-Economic Studies of Population, Russian Academy of Sciences (32, Nakhimovskiy pr., Moscow, 117218, Russian Federation).

E-mail: ikorchagina@hse.ru

Sergey A. TER-AKOPOV. Institute for Social Policy, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation).

E-mail: sterakopov@hse.ru

Financial Well-Being of the Population in the Pandemic: The Impact of the Income Support Policy Response in Russia

Abstract

The paper is devoted to the quantitative assessment and analysis of changes in income and poverty in the Russian Federation during the first wave of the COVID-19

pandemic. In order to mitigate a certain decline in the financial conditions of households derived from the lockdown shock on the labor market, the federal government adopted a set of income support measures mainly addressed to families with children and officially registered unemployed. The study aims to quantify the impact of these new long-term and short-term cash transfers on average income and poverty rate for the entire population as well as across different categories of households. The two-stage microsimulation modeling is based on the data of the Statistical Survey of Income and Participation in Social Programs, annually conducted by Rosstat. The estimates show that the additional cash transfers accounted for about 15% and 35% mitigation of the decrease in average income and the increase of the poverty rate, respectively, compared to the levels at the start of 2020. It is found that families with children aged between 3 and 7 were likely to benefit most from the support measures, which almost totally prevented the growth of poverty in this category of households. Conversely, the positive impact was minimal for families with children over 7 years and negligibly small for families without children. Informal workers also fell outside the scope of federal anti-crisis social policy tools. So, for these three population categories, the aggravated problems of income reduction and rising poverty remained unresolved. The findings of the study also confirm that the universal and temporary cash transfers are much less effective in income support and curbing the growth of poverty even among recipients.

Keywords: income, poverty rate, families with children, unemployed, mitigation of COVID-19 impact, microsimulation.

JEL: I38, H53.

References

1. Antonova G. V., Mirzabalaeva F. I., Bondarchuk A. G. Transformatsiya portreta bezrabortnogo na registriruемом рынке труда pod vliyaniem institutsional'nykh i ekonomicheskikh faktorov [Transformation of the Portrait of the Unemployed in the Registered Labour Market Under the Influence of Institutional and Economic Factors]. *Ekonomika truda [Russian Journal of Labor Economics]*, 2020, vol. 7, no. 8, pp. 693-712. DOI:10.18334/et.7.8.110781. (In Russ.)
2. Grishin V. I., Domashchenko D. V., Konstantinova L. V., Koshkin A. P., Ustyuzhanina E. V., Shtykhno D. A., Shubenkova E. V. Zhizn' posle pandemii: ekonomicheskie i sotsial'nye posledstviya [Life After the Pandemic: Economic and Social Consequences]. *Vestnik REU im. G. V. Plekhanova [Vestnik of the Plekhanov Russian University of Economics]*, 2020, vol. 17, no. 3(111), pp. 5-18. DOI:10.21686/2413-2829-2020-3-5-18. (In Russ.)
3. Zharomsky V. S., Rudberg A. M., Soptsov V. V., Ter-Akopov S. A. O zadache kalibrovki i vzheshivaniya dannykh vyborochnykh obsledovaniy bol'shogo ob'ema [On the Issue of Calibrating and Weighting Data from Large-Scale Sample Surveys]. *Narodonaselenie [Population]*, 2011, no. 3(53), pp. 69-83. (In Russ.)
4. Zubarevich N. V. Sotsial'naya geografiya rossiyskogo krizisa [Social Geography of the Russian Crisis]. *Obshchestvennye nauki i sovremennost' [Social Sciences and Contemporary World]*, 2016, no. 5, pp. 5-18. (In Russ.)
5. Karabchuk T. S., Pashinova T. R., Soboleva N. E. Bednost' domokhozyaystv v Rossii: chto govoryat dannye RMEZ VShE [Poverty of Russian Households: What We Know About It from RLMS Database]. *Mir Rossii [Universe of Russia]*, 2013, vol 22, no. 1, pp. 155-175. (In Russ.)

Acknowledgements

The work uses the results of the project "Analysis of adaptation of various socio-economic and demographic groups to the pandemic consequences in the context of new social policy measures," carried out as part of the HSE Program of Fundamental Studies in 2021.

6. Kuznetsova O. Uyazvimost' struktury regional'nykh ekonomik v krizisnykh usloviyakh [Vulnerability of Regional Economies' Structure in Crisis Conditions]. *Federalizm [Federalism]*, 2020, no. 2, pp. 20-38. DOI:10.21686/2073-1051-2020-2-20-38. (In Russ.)
7. Ludanik M., Orlova A. Problema ugrozy uvol'neniya na rynke truda Rossii [The Problem of Dismissal Threat on a Labor Market of Russia]. *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya 6. Ekonomika [Moscow University Economics Bulletin]*, 2013, no. 1, pp. 56-68. (In Russ.)
8. Lyashok V. Osobennosti udalennoy zanyatosti v marte - iyune 2020 g. v Rossii [Features of Remote Employment in March - June 2020 in Russia]. *Monitoring ekonomicheskoy situatsii v Rossii. Tendentsii i vyzovy sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiya [Monitoring of Russia's Economic Outlook. Trends and Challenges of Socio-Economic Development]*, 2020, no. 20(122), pp. 36-43. (In Russ.)
9. Maleva T., Grishina E., Burdyak A., Chumakova Yu. Epidemiologicheskiy krizis v pervoy polovine 2020 g.: sotsial'no-ekonomicheskoe polozhenie naseleniya [Epidemiological Crisis in the First Half of 2020: Socio-Economic Situation]. *Ekonomicheskoe razvitie Rossii [Russian Economic Developments]*, 2020, vol. 27, no. 10, pp. 60-72. (In Russ.)
10. Mau V., Kuzminov Ya., Radygin A., Sadovnichiy V., Sinelnikov-Murylev S. (eds.). *Obshchestvo i pandemiya: opyt i uroki bor'by s COVID-19 v Rossii [Society and the Pandemic: Experiences and Lessons in Combating COVID-19 in Russia]*. Moscow, Analytical Center for the Government of the Russian Federation, 2020. (In Russ.)
11. Bourguignon F., Spadaro A. Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies. *The Journal of Economic Inequality*, 2006, no. 4, pp. 77-106. DOI:10.1007/s10888-005-9012-6.

Человеческий капитал

Стоимость статистической жизни: оценки на основе концепции человеческого капитала

Анастасия КОСЯКИНА, Екатерина ПОНОМАРЕВА

Анастасия Игоревна Косякина —
младший научный сотрудник
лаборатории социально-экономических
проблем регулирования,
Институт контрольно-надзорной
деятельности, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: kosyakina-ai@ranepa.ru

Екатерина Александровна Пономарева —
кандидат экономических наук,
заведующий лабораторией
социально-экономических проблем
регулирования, Институт
контрольно-надзорной деятельности, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: pomomareva-ea@ranepa.ru

Аннотация

Несмотря на то что жизнь конкретного человека как таковая не имеет прямой стоимостной оценки, вопросы экономической целесообразности финансирования программ, направленных на снижение рисков для жизни и здоровья индивидов, а также государственного регулирования отдельных рынков для обеспечения безопасности граждан тесно связаны с понятием стоимости статистической жизни. Эта величина отражает готовность индивидов платить за снижение рисков для их жизни и здоровья и используется экономистами преимущественно при анализе выгод — затрат управленческих решений. Наличие системной методики оценки стоимости статистической жизни особенно важно при осуществлении риск-ориентированного регулирования, одним из основных принципов которого является учет потенциального ущерба как при установлении обязательных требований законодательства, направленных на защиту жизни и здоровья граждан, так и при оценке компенсации нанесенного ущерба в судебной практике. В настоящей статье приводится обзор существующих методологических подходов, позволяющих получить количественную оценку стоимости статистической жизни. С помощью эконометрического анализа данных Росстата о заработных платах и травматизме на предприятиях стоимость статистической жизни в России оценена в 15,8 млн и 26,3 млн руб. в зависимости от используемой спецификации. Представлены альтернативные подходы к определению денежного эквивалента человеческой жизни в России: проводится оценка стоимости жизни с помощью метода недополученных доходов, анализируется информация о размерах компенсаций родственникам погибших, установленных в российском законодательстве. В заключение обсуждаются ограничения использованных методов оценки стоимости жизни, а также проблемные вопросы, связанные с применением полученных в настоящем исследовании количественных оценок при осуществлении государственного регулирования, в том числе в сфере контрольно-надзорной деятельности.

Ключевые слова: компенсация за риск, гедоническая регрессия, производственный травматизм, риск-ориентированное регулирование, скрытые цены.

JEL: J17, J31, C33.

Введение

Человеческая жизнь бесценна, однако на практике часто возникают ситуации, когда необходимо дать количественную оценку ее стоимости, например при проведении анализа выгод — затрат каких-либо управленческих решений, определении компенсации вреда родственникам погибших и др. Для этого экономисты используют понятие стоимости статистической жизни (value of statistical life, VSL), которая представляет собой количественную оценку ценности человеческой жизни при определенных предположениях и может быть основой для количественного анализа принимаемых решений или последствий реализации рисков в экономике. Наличие системной методики оценки стоимости статистической жизни особенно важно при осуществлении риск-ориентированного регулирования, одним из основных принципов которого является учет потенциального ущерба как при установлении обязательных требований законодательства, направленных на защиту жизни и здоровья граждан, так и при оценке компенсации нанесенного ущерба в судебной практике.

Настоящее исследование посвящено количественной оценке стоимости статистической жизни человека в России с помощью эконометрического анализа различий в заработной плате для людей разных профессий, имеющих разный уровень риска причинения вреда жизни на рабочем месте. Оценка производилась на данных Федеральной службы государственной статистики (Росстата) о травматизме на производстве, заработных платах и прочих социально-экономических характеристиках отраслей и регионов за период с 2017 года по 2019-й.

В статье представлен обзор методов количественной оценки стоимости статистической жизни, рассмотрены содержательные механизмы, объясняющие дифференциацию заработных плат в зависимости от уровня риска причинения вреда жизни на рабочем месте, а также прочих факторов, проведена эмпирическая оценка стоимости статистической жизни на основе данных о заработных платах и травматизме на предприятиях в России, представлены альтернативные оценки денежного эквивалента человеческой жизни в России. В заключение приведены выводы и рекомендации относительно использования полученных результатов.

1. Подходы к оценке стоимости жизни в научной литературе

Методы оценки стоимости жизни

Вопросам стоимостной оценки экономического ущерба от причинения вреда жизни и здоровью индивидов посвящен значитель-

ный массив научной литературы. Теоретическую основу расчета стоимости статистической жизни чаще всего составляет неявная оценка предпочтений людей и их отношения к риску¹. В наиболее ранних работах, посвященных оценке стоимости жизни, использовался метод человеческого капитала (*human capital approach*). Основная идея авторов состояла в том, что труд создает определенную ценность для общества, а преждевременная смерть человека может привести к недополучению им и его родственниками трудового дохода. Такой подход использовался исследователями для количественной оценки экономических потерь общества от войн [Goldin, Lewis, 1975; Kiker, Birkeli, 1972], эпидемий [Kirigia, Mburugu, 2017] и дорожных происшествий [Reynolds, 1956].

Основным недостатком указанного подхода считалось то, что он игнорировал потери самого умершего, в то время как при проведении анализа затрат — выгод от принятия решений, направленных на повышение безопасности и сокращение риска причинения вреда жизни, необходим учет выгод потенциальных жертв [Mishan, 1971; Schelling, 1968].

В большинстве современных зарубежных исследований для оценки стоимости жизни используются методы, основанные на анализе готовности индивидов платить за небольшое снижение риска причинения вреда их жизни. Например, информация о принимаемых индивидами решениях относительно несения дополнительных затрат (денег или времени) на обеспечение большего уровня безопасности используется для оценки стоимости статистической жизни методом компромисса. Так, в исследовании [Dardis, 1980] для оценки готовности индивидов платить за снижение риска смерти сопоставлялась стоимость датчиков дыма и снижение вероятности причинения ущерба жизни и здоровью от пожара при их использовании. Полученные автором оценки стоимости статистической жизни лежали в диапазоне от 101 тыс. до 137 тыс. долл. в ценах 1976 года (от 454 тыс. до 616 тыс. долл. в ценах 2019 года).

В работе [Ashenfelter, Greenstone, 2004] стоимость статистической жизни оценивалась методом компромисса на основе информации об изменениях уровня смертности на участках дорог в зависимости от разрешенной на них скорости, рост которой позволял индивидам экономить время. С помощью эконометрического анализа авторы выявили, что увеличение допустимой скорости с 55 до 65 миль в час привело к экономии 45 млн часов и потере 360 человеческих жизней в год. Количественная оценка

¹ Необходимо учитывать, что такой метод дает оценку стоимости статистической жизни не в формате точного равенства, а, скорее, верхнюю или нижнюю оценки, исходя из набора альтернатив, использованных для анализа, и принятого решения.

стоимости статистической жизни лежала в диапазоне от 0,94 млн до 1,54 млн долл. в ценах 1997 года (от 1,5 млн до 2,45 млн долл. в ценах 2019 года).

Ограничения метода компромисса прежде всего связаны с проблемами пропущенных переменных и самоотбора. Так, практически все товары являются дифференцированными, и на их стоимость влияет множество факторов, которые не учитываются при анализе этим методом. Если индивиды, принимающие решение относительно несения дополнительных затрат (или их сокращения) на обеспечение большего уровня безопасности, обладают отличными от остальных представителей общества характеристиками (например, они более склонны к риску), то полученные оценки стоимости жизни также будут смещенными относительно реальных значений. Недостатком методов, основанных на анализе выбора между экономией времени и безопасностью, является необходимость использовать дополнительные предпосылки, для того чтобы определить денежный эквивалент времени.

Для оценки стоимости статистической жизни может использоваться также гедоническая регрессия. Этот метод, предложенный в статье [Rosen, 1974], предполагает оценку с помощью эконометрической регрессии готовности компаний платить за отдельные характеристики товара или услуги (давать прибавку к зарплате за повышенный риск смерти на производстве). Например, в работе [Dreyfus, Viscusi, 1995] с помощью гедонической регрессии анализировалось влияние характеристик безопасности приобретаемых индивидами автомобилей на их рыночные цены. На основе оценок коэффициентов гедонической регрессии авторами были получены значения стоимости статистической жизни в диапазоне от 2,6 млн до 3,7 млн долл. в ценах 1988 года (от 5,62 млн до 8 млн долл. в ценах 2019 года). В дальнейшем в зарубежных исследованиях для оценки стоимости статистической жизни наиболее часто использовалась гедоническая регрессия для заработной платы в отраслях с разным уровнем риска причинения вреда жизни работников (например, [Kniesner, Viscusi, 2019; Moore, Viscusi, 2014; Viscusi, Aldy, 2003]). В наиболее поздних из проведенных исследований стоимость статистической жизни в США оценивалась примерно в 10 млн долл.

Особенную актуальность приобретают оценки стоимости статистической жизни в период пандемии. В частности, для оценки потерь от пандемии коронавируса в США в работе [Cutler, Summers, 2020] использовалась величина стоимости статистической жизни в 10 млн долл. В исследовании [Watts et al., 2020] с применением оценок стоимости статистической жизни были подсчитаны выгоды и затраты проведения прививочных кампаний в странах с низким и средним уровнем доходов.

Перечисленные методы оценки являются наиболее популярными, однако не исчерпывают полный перечень методов расчета стоимости статистической жизни. В литературе выделяются и такие методы, как исследование заявленных предпочтений (на основе социологических опросов) [Lindhjem et al., 2011], анализ эластичности спроса [Ippolito, Ippolito, 1984] и другие.

Особенности оценки стоимости статистической жизни в развивающихся странах

Несмотря на то что большинство оценок стоимости статистической жизни проводилось для развитых стран, существуют исследования, в которых этот показатель был рассчитан и для отдельных развивающихся стран. Например, авторы [Majumder, Madheswaran, 2020] с помощью метода гедонической регрессии проанализировали данные о заработных платах и денежных пособиях, которые выплачивались работникам промышленных отраслей в качестве компенсации за опасные условия труда в Индии, и пришли к выводу, что оценки стоимости статистической жизни лежали в диапазоне от 0,46 млн до 1,10 млн долл. в ценах 2020 года.

Методы оценки стоимости жизни, применявшиеся российскими исследователями, достаточно существенно отличались от подходов, использовавшихся в мировой практике. Например, в работе [Прохоров, Шмаков, 2002] стоимость жизни индивида определялась как сумма затрат (как его собственных, так и его родителей и общества), необходимых для поддержания жизнедеятельности человека с момента его рождения до момента смерти, и в 1999 году составляла около 1,4 млн руб. (с учетом инфляции это эквивалентно 8,9 млн руб. в ценах 2019 года). В статье [Зубец, Новиков, 2018] оценка стоимости жизни человека в России проводилась несколькими способами. С помощью метода недополученных доходов авторы оценили стоимость жизни в диапазоне от 7,9 млн до 10,5 млн руб.² в ценах 2017 года (от 8,5 млн до 11,3 млн руб. в ценах 2019 года). Альтернативная методология оценки стоимости жизни предполагала исследование изменения удовлетворенности³ граждан в зависимости от ожидаемой продолжительности жизни и среднедушевых доходов населения в регионе и позволила получить оценку стоимости статистической жизни в размере 60 млн руб. в ценах 2017 года (64,5 млн руб. в ценах 2019 года).

Более низкие значения оценок стоимости статистической жизни в целом характерны для исследований, проводившихся в раз-

² В зависимости от предположений о структуре доходов этого гражданина.

³ Удовлетворенность граждан измерялась через миграционный баланс региона.

вивающихся странах (табл. 1). Это связано с тем, что на оценки стоимости статистической жизни влияют социально-экономические характеристики населения, прежде всего уровень доходов (см., например, [Masterman, Viscusi, 2017; 2018]).

Т а б л и ц а 1

Оценки VSL в развитых и развивающихся странах

Развивающиеся страны		Развитые страны	
Страна	Значение VSL (млн долл. в ценах 2019 года)	Страна	Значение VSL (млн долл. в ценах 2019 года)
Россия	0,1–0,9 [Зубец, Новиков, 2018]	США	10,0 [Kniesner, Viscusi, 2019]
	2,1 [Masterman, Viscusi, 2017]		8,0–13,0 [Kniesner et al., 2012]
Бразилия	2,7 [Pereira et al., 2020]	Велико- британия	8,1 [Masterman, Viscusi, 2017]
	1,8 [Masterman, Viscusi, 2017]		
Индия	0,5–1,1 [Majumder, Madheswaran, 2020]	Германия	8,5 [Masterman, Viscusi, 2017]
	0,3 [Masterman, Viscusi, 2017]		4,1 [Obermeyer, Hirte, 2019]

Для многих развивающихся стран отсутствует статистика, необходимая для оценок стоимости статистической жизни методом гедонической регрессии. Это является одной из причин использования исследователями альтернативных подходов, в том числе методов анализа заявленных предпочтений (социологических опросов) для выявления предпочтений индивидов. Например, авторы статьи [Mon et al., 2018] провели опрос участников дорожного движения и выявили, что средняя и медианная стоимости статистической жизни при дорожно-транспортном происшествии в Мьянме составляли 135,7 тыс. и 98,4 тыс. долл. в ценах 2015 года соответственно (146,4 тыс. и 106,1 тыс. долл. в ценах 2019 года соответственно).

В работе [Masterman, Viscusi, 2017] предложен альтернативный подход к оценке стоимости статистической жизни в странах, где отсутствовала необходимая для проведения расчетов статистика: авторы оценили эластичность стоимости статистической жизни по доходам на основе метаанализа существующих оценок стоимости жизни в различных странах, а затем, используя в качестве референсного значения стоимость статистической жизни в США, равную 9,6 млн долл., рассчитали стоимость статистической жизни в 189 странах. В соответствии с предложенной методологией были получены оценки, лежавшие в диапазоне от 45,0 тыс. до 18,3 млн долл. в ценах 2015 года (от 48,5 тыс. до 19,7 млн долл. в це-

нах 2019 года). Для России оценка составляла около 2,0 млн долл. в ценах 2015 года (2,1 млн долл. в ценах 2019 года).

Таким образом, при выборе метода оценки стоимости статистической жизни в развивающихся странах необходимо учитывать ограничения, связанные с наличием необходимых для анализа статистических данных, а при сопоставлении полученных результатов с имеющимися оценками для развитых стран — принимать во внимание различия в уровне доходов населения.

2. Формирование премий за риск на рынке труда

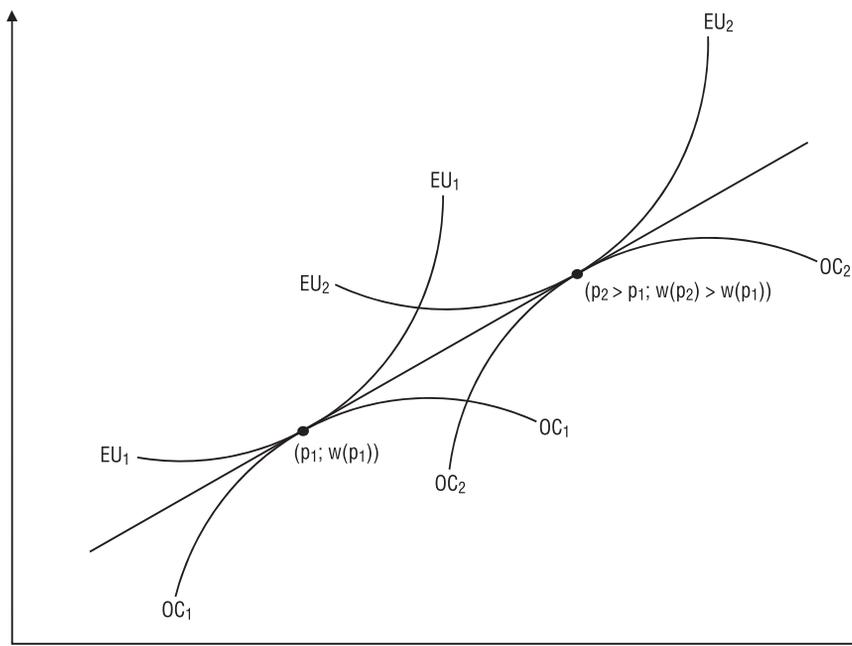
В настоящем исследовании стоимость статистической жизни граждан оценивалась на основе анализа данных о дифференциации заработных плат в зависимости от рисков для жизни, с которыми работники сталкивались на рабочем месте. В настоящем разделе кратко описан теоретический механизм формирования подобных премий за риск для жизни и здоровья работников.

Уровень заработных плат формируется в процессе балансировки спроса и предложения труда на отдельные виды профессиональной деятельности. При этом индивиды выбирают место работы и должность, максимизируя свою функцию полезности, которая зависит как от трудовых доходов в денежном выражении, так и от других характеристик места работы и трудовых обязанностей, в том числе уровня безопасности (вероятности причинения вреда жизни и/или здоровью) на рабочем месте. На рис. 1 показан процесс определения премий за риск на рынке труда.

Фирмы в свою очередь предъявляют спрос на труд, исходя из условия максимизации собственной прибыли. С точки зрения фирмы имеет место выбор между установлением более высокого уровня заработной платы и обеспечением безопасности на рабочем месте при неизменном уровне прибыли. Выбор фирм будет лежать на изопрофитах (на рис. 1 это кривые OC_1 и OC_2).

Совокупность точек касания кривых безразличия индивидов и изопрофит фирм представляет собой множество равновесий на рынке труда с точки зрения соотношения уровня риска и размера заработной платы для фирм и индивидов.

Помимо уровня риска для жизни и здоровья на размер денежной компенсации влияют и другие характеристики рабочего места и индивида. В частности, в соответствии с теорией человеческого капитала уровень образования работников и опыт работы положительно коррелирует с их производительностью, что находит отражение в росте заработной платы (см., например, [Mincer, 1958]). Помимо образования на заработную плату могут влиять прочие характеристики работников, коррелирующие с их произ-



Примечание. Кривые EU_1 и EU_2 соответствуют кривым безразличия двух индивидов; перемещение индивида между точками на кривой безразличия не будет приводить к изменению его полезности. Кривые OC_1 и OC_2 показывают уровень безопасности на производстве при заданном уровне его прибыли.

Источник: [Viscusi, Aldy, 2003].

Рис. 1. **Формирование премий** (ось ординат, долл.) **за риск** (ось абсцисс, количество несчастных случаев на производстве в единицу времени) **на рынке труда**

водительностью или предпочтениями относительно места работы (в частности, со склонностью работников к риску). Например, авторы работы [Thaler, Rosen, 1976] включали в уравнение регрессии такие переменные, как возраст индивида, семейное положение, размер семьи и раса.

Уровень денежного вознаграждения работников может зависеть не только от характеристик рабочих мест и работников, но и от внешних факторов, к которым можно отнести особенности региональных рынков труда и конкретных отраслей. В результате этого индивиды, обладающие одинаковыми способностями, знаниями и навыками, могут получать разное вознаграждение даже при одинаковых должностных обязанностях и сопоставимых условиях труда. В связи с этим при эмпирической оценке компенсирующих различий в оплате труда (с целью последующей оценки стоимости статистической жизни) в настоящей работе использовались данные о заработных платах и травматизме на производстве в разрезе регионов и отраслей, а в уравнение регрессии были включены независимые переменные, контролировавшие влияние различных внешних факторов на заработную плату.

3. Оценка стоимости статистической жизни для России на основе данных о травматизме на производстве

Методологический подход к оценке стоимости жизни в России

Эмпирическая оценка стоимости статистической жизни в России проводилась в два основных этапа. На первом было оценено уравнение регрессии, описывающее зависимость заработной платы от уровня риска на рабочем месте и прочих факторов. Оценка проводилась на данных о заработной плате и производственном травматизме в разрезе отраслей и регионов. На втором этапе полученные в уравнении коэффициенты были использованы для вычисления показателя стоимости статистической жизни.

Для того чтобы эмпирически оценить зависимость между денежным вознаграждением работников и уровнем риска для жизни и здоровья, с которыми они сталкиваются на производстве, традиционно применяется регрессионный анализ: в качестве зависимой переменной используется уровень заработной платы работников, а в качестве независимой — вероятность причинения вреда жизни и здоровью для профессии и/или отрасли, в которых они заняты. Чтобы отделить влияние прочих факторов, влияющих на размер оплаты труда, от премии за риск получить смертельную травму, в модель добавляются контрольные переменные, потенциально коррелирующие с производительностью работников и условиями труда.

В зарубежных исследованиях, посвященных оценке стоимости статистической жизни на данных о компенсациях на рынке труда, обычно используются данные обследований населения, содержащие информацию о заработных платах и/или условиях труда отдельных индивидов. Аналогичные данные о размерах вознаграждения за труд, а также характеристиках индивидов (возраст, пол, стаж и т. д.) для анализа по России могут быть получены из Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) — обследования, проводимого в России с 1994 года, имеющего панельную структуру и охватывающего широкий круг вопросов, связанных в том числе с доходами респондентов. Однако препятствием для использования данных РМЭЗ для целей настоящего исследования — оценки компенсации за риск на рабочем месте и стоимости статистической жизни в России — является несоответствие классификации видов деятельности, используемой в публикуемых Росстатом данных о травматизме на рабочих местах (в том числе со смертельным исходом), и классификации профессий и отраслей, используе-

мой в вопросниках РМЭЗ. Альтернативных же источников данных о рисках для жизни и здоровья при осуществлении трудовой деятельности в России в открытом доступе нет. Вследствие описанных выше ограничений оценка компенсирующих различий в заработной плате проводилась на данных о заработных платах и производственном травматизме в разрезе регионов и отраслей, а не на данных об отдельных индивидах.

Используемая в настоящем исследовании модель, описывающая взаимосвязь уровня заработной платы и уровня риска причинения вреда жизни на рабочем месте, определяется равенством заработной платы предельному продукту труда (или производной производственной функции по труду)⁴. При условии, что производственная деятельность фирм моделируется производственной функцией Кобба — Дугласа⁵, оцениваемая модель представляет расширенную версию уравнения:

$$w = MP_L = A \times (1 - \beta) \times K^\beta \times L^{-\beta}, \quad (1)$$

где w — реальная заработная плата, MP_L — предельный продукт труда, K — объем капитала⁶, L — объем труда, A — технологический коэффициент, β — коэффициент эластичности выпуска по капиталу.

Для того чтобы оценить премии за риск причинения вреда жизни на российском рынке труда, в модель включена переменная, отвечающая за вероятность получения смертельной травмы на производстве.

Помимо этого в модель включены прочие факторы, которые могли повлиять на величину заработной платы: уровень безработицы, средний размер предприятия, доля населения с высшим образованием и доля городского населения в регионе, а также вероятность получить травму, не приводящую к смерти. Отсутствие необходимой статистики не позволило напрямую включить в модель ряд существенных с точки зрения формирования заработной платы факторов, например связанных с условиями труда на том или ином производстве или транспортной доступностью отдельных регионов. На практике указанная проблема была частично решена за счет включения в модель групп фиктивных переменных: во-первых, фиктивных переменных для видов деятельности

⁴ Уравнение является условием первого порядка двойственной задачи максимизации прибыли / минимизации издержек фирмы.

⁵ Она предполагает следующую форму зависимости между выпуском и факторами производства: $Y = A \times K^\beta \times L^{1-\beta}$, где Y — выпуск, K — объем капитала, L — объем труда, A — технологический коэффициент, β — коэффициент эластичности по капиталу, $(1 - \beta)$ — коэффициент эластичности по труду.

⁶ Для оценок использовалась стоимость основных фондов у фирм конкретной отрасли и/или в конкретном регионе (см., например, [Бессонов, 2004; Douglas, 1948]).

($D_activity$) — чтобы учесть влияние ненаблюдаемых различий между отраслями, во-вторых, фиктивных переменных для федеральных округов ($D_district$) — чтобы учесть ненаблюдаемые региональные различия.

В итоге влияние вероятности причинения вреда жизни на производстве на уровень заработных плат оценивалось в соответствии со следующим уравнением:

$$\begin{aligned} \ln w_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \times FatalRisk_{ij} + \beta_2 \times InjuryRisk_{ijt} + \\ & + \beta_3 \times \ln Labour_{ijt} + \beta_4 \times \ln Capital_{ijt} + \\ & + \beta_5 \times AvFirmSize_{ijt} + \beta_6 \times Educ_{it} + \beta_7 \times Unemp_{it} + (2) \\ & + \beta_8 \times Urban_{it} + \sum_{k=9}^{15} \beta_k \times D_district_k + \\ & + \sum_{m=16}^{31} \beta_m \times D_activity_m + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned}$$

где i — регион (субъект РФ), j — вид экономической деятельности, t — период (год), w_{ijt} — заработная плата, $FatalRisk_{ij}$ — количество погибших на 100 тыс. чел. на производстве, $InjuryRisk_{ijt}$ — количество пострадавших на 100 тыс. чел. на производстве без летального исхода, $Labour_{ijt}$ — объем труда, $Capital_{ijt}$ — объем капитала, $AvFirmSize_{ijt}$ — средний размер предприятия, $Urban_{it}$ — доля городского населения в общей численности населения, $Educ_{it}$ — доля занятых с высшим образованием в общей численности занятых, $Unemp_{it}$ — уровень безработицы, $D_district_k$ — фиктивные переменные для федеральных округов, к которым относится регион i , k — номер переменной и соответствующего ей коэффициента, $D_activity_m$ — фиктивные переменные для разделов ОКВЭД, к которым относятся подклассы видов деятельности j , m — номер переменной и соответствующего ей коэффициента, ε_{ijt} — случайная ошибка регрессии.

Подробное описание использовавшихся переменных и данных приведено в следующем подразделе настоящей работы.

Методология сбора данных и их описание

Как отмечено выше, в настоящем исследовании оценка денежных премий за повышенный риск смерти на работе производилась на российских данных о производственном травматизме и заработных платах в разрезе регионов и отраслей с использованием инструментов анализа панельных данных. В качестве источников данных о рисках для жизни и здоровья работников использовались таблицы из бюллетеня «Производственный травматизм

в Российской Федерации» за 2017, 2018 и 2019 годы⁷, публикуемого Федеральной службой государственной статистики⁸. Данные содержат годовые сведения о пострадавших на производстве по субъектам РФ по видам экономической деятельности в соответствии с ОКВЭД 2. Переменная, отражающая риск причинения вреда жизни работника, определялась из соотношения численности погибших на производстве в конкретной отрасли (использовались данные на уровне подклассов⁹) и конкретном субъекте РФ в определенный год к общей численности работников предприятий соответствующей отрасли и региона в аналогичный период. Затем этот показатель умножался на 100 000, для того чтобы получить итоговую меру риска для жизни при осуществлении трудовой деятельности — число погибших на 100 тыс. работников отрасли в регионе в каждый отдельный год. Так как смерть в результате получения травмы на производстве являлась достаточно редким событием, использовалось усредненное за исследуемый период (с 2017 года по 2019-й) значение числа случаев гибели людей на производстве в конкретном регионе и отрасли.

В качестве источника данных о размере вознаграждения за труд работников использовались данные о заработных платах в разрезе регионов и отраслей (также на уровне подклассов ОКВЭД 2) за период с 2017 года по 2019-й, представленные в Единой межведомственной информационно-статистической системе (ЕМИСС)¹⁰.

При переходе к эмпирической оценке в качестве показателя, отражающего размер капитала компании, принимающей решение об объемах производства, использовалась стоимость основных фондов у фирм конкретной отрасли в конкретном регионе, а в качестве показателя объема труда — численность работников предприятий (также конкретной отрасли в конкретном регионе)¹¹. Описание прочих контрольных переменных, использовавшихся при моделировании, а также соответствующие им источники данных представлены в табл. 2. Все использованные данные относятся к периоду с 2017 года по 2019-й включительно.

Таким образом, оценка коэффициентов регрессии для выявления величины премий за риск получения смертельной травмы на

⁷ Данные за более ранний период не использовались из-за несоответствия в классификации отраслей до и после перехода к ОКВЭД 2 в 2017 году.

⁸ https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/nMyWqPrn/travma2019_346651.rar.

⁹ Для ряда отраслей были использованы данные на уровне классов, так как для них данные по травматизму содержали информацию о числе травм со смертельным исходом только на таком уровне агрегации (например, для классов «Производство одежды», «Производство текстильных изделий» и ряда других).

¹⁰ <https://fedstat.ru/indicator/58701>.

¹¹ Аналогичный подход к определению объемов капитала и труда использовался и другими исследователями, см. классические работы Пола Дугласа [Douglas, 1934; 1948], статьи российских исследователей [Бессонов, 2004; Устинова, 2012].

Т а б л и ц а 2

Данные, использованные для оценки стоимости статистической жизни в России

Обозначение переменной	Название переменной	Описание переменной (единицы измерения)	Источник данных	Размерность данных
w_{jt}	Заработная плата работников в год t	Среднемесячная номинальная заработная плата на одного работника (руб.)	Данные ЕМИСС о среднемесячной номинальной заработной плате за 2017–2019 годы	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне подклассов (j)
$FatalRisk_{jt}$	Уровень риска причинения вреда жизни (средний за период)	Среднее за исследуемый период (три года) количество погибших на 100 тыс. работников на производстве (случаев на 100 тыс. чел.)	Данные бюллетеня «Производственный травматизм в Российской Федерации» за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/nMuWqPrm/travma2019_346651.rar	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне подклассов (j)
$InjuryRisk_{jt}$	Уровень риска причинения вреда здоровью в год t	Количество пострадавших на 100 тыс. работников на производстве без летального исхода (случаев на 100 тыс. чел.)	Данные бюллетеня «Производственный травматизм в Российской Федерации» за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/nMuWqPrm/travma2019_346651.rar	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне подклассов (j)
$Labour_{jt}$	Объем труда в год t	Средняя численность работников отрасли в регионе (чел.)	Данные бюллетеня «Производственный травматизм в Российской Федерации» за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/nMuWqPrm/travma2019_346651.rar	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне подклассов (j)
$Capital_{jt}$	Объем капитала в год t	Наличие основных фондов на конец года по полной учетной стоимости (млн руб.)	Данные ЕМИСС за 2017–2019 годы. https://fedstat.ru/indicator/58538	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне разделов ОКВЭД 2
$AvgFirmSize_{jt}$	Средний размер предприятия в год t	Отношение средней численности работников, занятых в конкретной отрасли в конкретном регионе, к соответствующему числу предприятий (чел.)	Данные бюллетеня «Производственный травматизм в Российской Федерации» за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/nMuWqPrm/travma2019_346651.rar	В разрезе субъектов РФ (i) и видов деятельности на уровне подклассов (j)
$Urban_{it}$	Доля городского населения в общей численности населения в год t	%	Данные ЕМИСС о доле городского населения за 2017–2019 годы. https://fedstat.ru/indicator/36057	В разрезе субъектов РФ (i)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 2

Обозначение переменной	Название переменной	Описание переменной (единицы измерения)	Источник данных	Размерность данных
$Edis_t$	Доля занятых с высшим образованием в общей численности занятых в год t	%	Данные Росстата о доле занятых с высшим образованием по субъектам РФ за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/bgd/regl/B18_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/03-10.doc ; https://rosstat.gov.ru/bgd/regl/b19_14p/IssWWW.exe/Stg/d01/03-09.docx ; https://rosstat.gov.ru/bgd/regl/B20_61/IssWWW.exe/Stg/r_2.xls	В разрезе субъектов РФ (i)
$Unemp_t$	Уровень безработицы в год t	Уровень безработицы населения в возрасте 15 лет и старше (%)	Данные Росстата о безработице по субъектам РФ за 2017–2019 годы. https://rosstat.gov.ru/labour_force	В разрезе субъектов РФ (i)

рабочем месте производилась на российских данных о производственном травматизме и заработных платах в разрезе регионов и отраслей. Ограничением этого подхода являлось то, что при моделировании не учитывались различия в условиях и оплате труда работников, которые были заняты в идентичных отраслях, но при этом занимались различной профессиональной деятельностью. Однако в силу того, что статистика о рисках для жизни и здоровья на рабочем месте в разрезе профессий в России отсутствовала, а классификация в разрезе отраслей являлась достаточно подробной, анализ был проведен на доступных данных (в разрезе регионов и отраслей).

Результаты количественной оценки стоимости статистической жизни в России

На первом этапе было оценено уравнение регрессии, описывающее зависимость заработной платы от уровня риска на рабочем месте и прочих факторов. В табл. 3 представлены результаты эмпирической оценки описанной выше модели (формула (2)) на основе данных о производственном травматизме в регионах и отраслях России и прочих факторах, влияющих на размер оплаты труда работников. Статистическая оценка производилась с помощью обычного МНК (pooled regression)¹².

Количественные оценки были получены для нескольких спецификаций модели. Для первой спецификации, построенной по всем имеющимся наблюдениям без включения фиктивных переменных для отраслей и федеральных округов, коэффициент при переменной риска получения смертельной травмы оказался значимым и положительным. Один дополнительный случай гибели человека на 100 тыс. работников приводил к увеличению заработной платы на 0,03%. При добавлении фиктивных переменных для учета ненаблюдаемых различий между отраслями и федеральными округами влияние риска гибели на рабочем месте перестало быть значимым (столбец (2) табл. 3). Это могло быть связано с тем, что причинение вреда жизни являлось очень редким событием.

Для исключения влияния этого факта аналогичные уравнения оценивались на подвыборке, в которую входили только те наблю-

¹² Для учета ненаблюдаемых региональных и отраслевых различий в производственной функции были использованы группы фиктивных переменных для разделов ОКВЭД и федеральных округов. Альтернативным способом учета индивидуальных эффектов является использование модели анализа панельных данных со случайными или фиксированными эффектами. Так как переменная интереса (усредненная за три года вероятность получения смертельной травмы на производстве) не менялась во времени, использование последней модели было невозможно с технической точки зрения.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценки премий за риск на российском рынке труда

	Зависимая переменная — логарифм заработной платы			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Количество погибших на 100 тыс. чел.	0,0003***	0,0001	0,0005***	0,0003***
Стоимость основных фондов (логарифм)	0,0335***	0,0469***	0,0595***	0,0581***
Численность работников (логарифм)	0,0394***	0,0315***	0,0635***	0,0641***
Количество получивших не смертельную травму на 100 тыс. работников	-0,00003***	-0,00003***	-0,0001***	-0,0002***
Средний размер предприятия	0,0001***	0,0001***	0,0001***	0,0001***
Доля занятых с высшим образованием	0,0094***	0,0149***	0,0151***	0,0149***
Доля городского населения	0,0120***	0,0048***	0,0119***	0,0049***
Уровень безработицы	-0,0010	-0,0175***	0,0389***	-0,0053
Год	0,1090***	0,0929***	0,1030***	0,0873***
Фиктивные переменные для видов деятельности	Нет	Да	Нет	Да
Фиктивные переменные для федеральных округов	Нет	Да	Нет	Да
Константа	-210,7000***	-178,7000***	-200,8000***	-167,9000***
Число наблюдений	20181	20181	3916	3916
Скорректированный R ²	0,2330	0,4210	0,2940	0,5310

Примечания: 1. * — значимость на уровне 10%, ** — значимость на уровне 5%, *** — значимость на уровне 1%. 2. Спецификации (2) и (4) отличались от спецификаций (1) и (3) наличием фиктивных переменных для федеральных округов РФ и видов отраслей. 3. Спецификации (1) и (2) построены на полной выборке наблюдений, а (3) и (4) — на подвыборке, в которой среднее за период с 2017 года по 2019-й число погибших на 100 тыс. работников превышало ноль.

дения, для которых количество смертей на 100 тыс. работников было больше нуля хотя бы в один год (2017, 2018 или 2019-й), — всего свыше 3,9 тыс. наблюдений. Результаты оценки на подвыборке с «ненулевым риском» без учета отраслевых и региональных особенностей (спецификация (3)) свидетельствовали о наличии положительной и статистически значимой зависимости между вероятностью смерти на работе и размером заработной платы: в среднем один дополнительный случай гибели на 100 тыс. работников при прочих равных приводил к росту заработной платы на 0,05%. При добавлении в оцениваемое уравнение фиктивных переменных для учета отраслевых и региональных характеристик эта статистически значимая зависимость сохранялась (столбец (4) табл. 3), при этом абсолютное значение коэффициента при переменной, отвечающей за риск причинения вреда жизни, снижа-

лось: при росте вероятности получения смертельной травмы на 0,001 п.п.¹³ заработная плата при прочих равных условиях увеличивалась в среднем на 0,03%.

На втором этапе представленные выше оценки коэффициентов регрессии были использованы для расчета стоимости статистической жизни в России в соответствии со следующей формулой:

$$VSL = b_1 \% \times \frac{wage_{average}}{\frac{1}{100\ 000} / 11}, \quad (3)$$

где VSL — стоимость статистической жизни, $wage_{average}$ — средняя заработная плата, b_1 — коэффициент при независимой переменной, отвечающей за безопасность условий труда; предполагалось, что один месяц в году среднестатистический работник проводил в отпуске и, соответственно, не сталкивался с риском получить травму на рабочем месте.

Расчеты производились для средней заработной платы, равной 47,9 тыс. руб.¹⁴, в итоге были получены оценки стоимости статистической жизни в диапазоне от 15,8 млн до 26,3 млн руб. (от 243,1 тыс. до 404,6 тыс. долл. при курсе 65 руб./долл.). Приведенные значения сопоставимы с полученными ранее оценками стоимости жизни в России затратным методом [Прохоров, Шмаков, 2002] и методом недополученных доходов [Зубец, Новиков, 2018]. Полученные для России оценки существенно ниже, чем аналогичные оценки для США: в исследованиях 2020–2021 годов часто за основу берется оценка в 10 млн долл., что примерно соответствует 650 млн руб. (по курсу 65 руб./долл.). Необходимо также учитывать, что оценки стоимости статистической жизни, полученные этим способом, могут оказаться заниженными из-за проблемы самоотбора: индивиды обладают разной склонностью к риску, и работники, в большей степени склонные к риску, будут чаще выбирать работу в тех отраслях, где риск смерти выше.

4. Альтернативные подходы к определению денежного эквивалента человеческой жизни в России

Полученные в настоящей работе оценки стоимости жизни могут быть сопоставлены с другими показателями, отражающими ценность человеческой жизни в денежном эквиваленте.

¹³ То есть при добавлении одного дополнительного случая смерти на 100 тыс. работников

¹⁴ Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников по полному кругу организаций в целом по экономике Российской Федерации в 1991–2020 годах. https://rosstat.gov.ru/labor_market_employment_salaries.

Оценки с помощью метода недополученных доходов

Недополученный из-за преждевременной смерти трудовой доход также может рассматриваться как денежный эквивалент стоимости жизни человека. В этом случае стоимость статистической жизни можно оценить как сумму его будущих доходов, приведенную к настоящему моменту:

$$VL_1 = \sum_{t=\delta}^{\infty} Y_t \times P_t \times (1+i)^{-(t-\delta)}, \quad (4)$$

где Y_t — ожидаемый доход индивида в период t , P_t — вероятность быть живым в период t , измеренная в период δ , i — ставка дисконтирования.

По данным Росстата, среднедушевые денежные доходы населения в России в 2019 году составляли 35 245 руб. в месяц¹⁵, что эквивалентно 422 940 руб. в год, а средний для обоих полов возраст на 1 января 2019 года равнялся 40 годам¹⁶. Учитывая эту информацию, а также данные о вероятностях дожития в разрезе полов из таблиц смертности для населения России¹⁷ и предполагая, что:

- возраст выхода на пенсию составляет 60 лет для женщин и 65 лет для мужчин,
- доходы индивидов не меняются до момента достижения ими пенсионного возраста,
- ставка дисконтирования равна ключевой ставке ЦБ (4,25%),

жизнь среднестатистического мужчины была оценена в 5,8 млн руб., а среднестатистической женщины — в 5,6 млн руб.¹⁸

Компенсации родственникам погибших

Полученная количественная оценка стоимости жизни может быть сопоставлена с величиной компенсационных и страховых выплат, которые получают родственники погибших граждан, или денежными суммами, которые респонденты социологических опросов считают справедливой компенсацией в случае гибели человека¹⁹.

¹⁵ Среднедушевые денежные доходы населения Российской Федерации в 2013–2020 годах. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/QdIZamc9/urov_11kv-nm.doc.

¹⁶ Демографический ежегодник России 2019. https://rosstat.gov.ru/bgd/regl/B19_16/Main.htm.

¹⁷ Там же.

¹⁸ Более высокие значения ожидаемой продолжительности жизни женщин положительно влияли на оценку стоимости жизни последних, однако более ранний возраст выхода на пенсию, наоборот, приводил к снижению оценки по сравнению с полученной для мужчин.

¹⁹ Эти оценки не отражают стоимость статистической человеческой жизни напрямую, так как подобные выплаты прежде всего направлены на компенсацию ущерба, понесенного родственниками погибшего, а компенсация ущерба самому погибшему невозможна как таковая; вместе с тем оценки косвенно свидетельствуют о представлениях индивидов о ценности человеческой жизни.

В табл. 4 приведены виды и размеры компенсаций, выплачиваемых родственникам погибших в результате чрезвычайных происшествий, авиакатастроф, несчастных случаев на производстве, а также родственникам погибших сотрудников силовых ведомств. Размер единовременной компенсации лежит в диапазоне от 1 млн до 11 млн руб.²⁰ за одного погибшего.

Т а б л и ц а 4

Компенсации родственникам погибших

Получатель компенсации	Вид и размер компенсации	
Родственники погибших в результате чрезвычайных происшествий	Единовременная денежная компенсация в размере 1 млн руб. ²¹	
Родственники погибших в авиакатастрофах	Внутренние перевозки	2,025 млн руб. ²²
	Международные перевозки	100 000 СПЗ, или ≈ 11,033 млн руб. ²³
Родственники погибших сотрудников силовых ведомств	Единовременное пособие ≈ 4,1 млн руб. ²⁴ , страховая выплата ≈ 2,8 млн руб. ²⁵	
Родственники погибших в результате несчастных случаев на производстве	Единовременная компенсация в размере 1 млн руб. ²⁶	

В России проведен ряд исследований, целью которых являлось изучение представлений населения относительно «справедливого» размера компенсаций в случае смерти человека. Так, в социологическом исследовании Центра стратегических исследований компании «Росгосстрах» за 2015 год²⁷, проводившемся с участием примерно 7,8 тыс. граждан из 36 крупных и средних городов России, было выявлено, что справедливый, с точки зрения респондентов, средний размер компенсации родственникам погибших граждан составлял 4,5 млн руб. В 2019 году похожее исследование

²⁰ Установлено Монреальской конвенцией, то есть международным правом.

²¹ Постановление Правительства РФ от 28.12.2019 № 1928.

²² Федеральный закон от 14.06.2012 № 67-ФЗ «Об обязательном страховании гражданской ответственности перевозчика за причинение вреда жизни, здоровью, имуществу пассажиров и о порядке возмещения такого вреда, причиненного при перевозках пассажиров метрополитеном».

²³ Конвенция для унификации некоторых правил международных воздушных перевозок (заключена в Монреале 28 мая 1999 года), перевод по курсу СПЗ ЦБ РФ на 13 апреля 2021 года.

²⁴ Федеральные законы от 30.12.2012 № 283-ФЗ «О социальных гарантиях сотрудникам некоторых федеральных органов исполнительной власти», от 07.02.2011 № 3-ФЗ «О полиции», от 07.11.2011 № 306-ФЗ «О денежном довольствии военнослужащих и предоставлении им отдельных выплат».

²⁵ Федеральный закон от 28.03.1998 № 52-ФЗ «Об обязательном государственном страховании жизни и здоровья военнослужащих, граждан, призванных на военные сборы, лиц рядового и начальствующего состава органов внутренних дел Российской Федерации, Государственной противопожарной службы, сотрудников учреждений и органов уголовно-исполнительной системы, сотрудников войск национальной гвардии Российской Федерации, сотрудников органов принудительного исполнения Российской Федерации».

²⁶ Федеральный закон от 24.07.1998 № 125-ФЗ «Об обязательном социальном страховании от несчастных случаев на производстве и профессиональных заболеваний» (с изменениями и дополнениями) в редакции Федерального закона от 08.12.2010 № 348-ФЗ.

²⁷ https://www.rgs.ru/media/CSR/on_startup/Life_value_2015.pdf.

было проведено компанией «Сбербанк страхование жизни». Результаты опроса показали, что справедливая, с точки зрения респондентов, выплата в случае смерти человека в среднем составляла 5,8 млн руб., при этом для мужчин оценка была выше, чем для женщин, а с возрастом оценка снижалась²⁸.

Высокая вариативность получаемых количественных оценок характерна как для зарубежных, так и для отечественных исследований, посвященных оценке стоимости жизни человека. Она обусловлена спецификой имеющихся данных, рассматриваемых ситуаций причинения вреда жизни, уровнем экономического развития стран (в развитых странах стоимость статистической жизни выше), а также характеристиками самих агентов, в том числе их отношением к риску, возрастом, состоянием здоровья и т. д. В целом полученные в настоящей работе оценки стоимости жизни сопоставимы с оценками стоимости жизни в российской и зарубежной литературе.

5. Выводы и рекомендации

Стоимость статистической жизни является одним из основных показателей, определяющих целесообразность и эффективность регулирования в рамках риск-ориентированного подхода. Оценка стоимости жизни зависит от социально-экономических и демографических характеристик индивида, в том числе от дохода и возраста, однако дискуссионным является вопрос о моральной приемлемости применения дифференцированных оценок стоимости статистической жизни при осуществлении экономической политики. Отношение к риску и ставка межвременного дисконтирования влияют на решение индивидов в ситуациях с неопределенностью, а следовательно, на их оценку стоимости статистической жизни и оценку эффектов от регулирования, направленного на снижение вероятности причинения компенсируемых и некомпенсируемых видов ущерба. Оценки стоимости статистической жизни могут существенным образом различаться в зависимости от используемого метода и данных.

Оценки стоимости статистической жизни в России, полученные в настоящем исследовании на основе анализа премий за риск причинения вреда жизни на рабочем месте, находились в диапазоне от 15,8 млн до 26,3 млн руб. (от 243,1 тыс. до 404,6 тыс. долл. при курсе 65 руб./долл.). Это может быть следствием как высокой склонности населения России к риску, так и несовершенства российского рынка труда. Необходимо учитывать, что полученные

²⁸ https://www.sberbank.ru/ru/press_center/all/article?newsID=9ad516ff-ce2b-45bd-a805-65e530b9fdcb&blockID=1303®ionID=77&lang=ru&type=NEWS.

в настоящем исследовании оценки премий за риск на рынке труда представляют собой нижнюю границу стоимости статистической жизни из-за особенностей использованной методологии, главным образом, из-за проблемы самоотбора, которая частично могла бы быть решена при учете микроданных с включением индивидуальных характеристик индивидов. Альтернативные методы оценки этого показателя дают сопоставимые результаты: метод недополученных доходов оценивает стоимость жизни среднестатистического мужчины в 5,8 млн руб., а среднестатистической женщины — в 5,6 млн руб.; оценки на основе компенсаций родственникам погибших имеют значения от 1 млн до 11 млн руб. Следует также принимать во внимание, что оценки стоимости жизни могут различаться для регионов России с разным уровнем социально-экономического развития: в субъектах с более высоким уровнем доходов населения значения исследуемого показателя выше²⁹.

Полученные оценки стоимости статистической жизни могут использоваться в контрольно-надзорной деятельности. Необходимость расчета компенсации за причинение вреда жизни и здоровью граждан, а также потенциального ущерба для определения уровня риска, связанного с неисполнением отдельных обязательных требований, в настоящее время приобретает особую актуальность в связи с принятием Федерального закона от 31.07.2020 № 247-ФЗ «Об обязательных требованиях в Российской Федерации» и Федерального закона от 31.07.2020 № 248-ФЗ «О государственном контроле (надзоре) и муниципальном контроле в Российской Федерации» и переходом к риск-ориентированному регулированию. Полученные оценки могут использоваться: (1) при определении целесообразности установления обязательного требования, направленного на сокращение риска причинения вреда жизни и здоровью граждан, — затраты на исполнение соответствующего требования не должны превышать выгод от их исполнения; (2) при установлении меры ответственности за нарушение обязательных требований для стимулирования добросовестности объектов контроля и надзора; (3) при определении размера компенсаций при реализации рисков наступления соответствующих неблагоприятных событий.

Помимо этого, начиная с 2020 года вопросы экономической целесообразности тех или иных политических решений в области охраны жизни и здоровья граждан приобрели особое значение

²⁹ В настоящей работе расчет дифференцированных по регионам оценок стоимости статистической жизни не проводился, на практике такие оценки могут быть получены путем использования значений региональных номинальных начисленных заработных плат работников при расчете по формуле (3).

в связи с распространением COVID-19. Ряд исследователей приводили оценки целесообразности введения карантина, основанные на использовании стоимости статистической жизни. Например, в работе [Wilson, 2020] гипотетические потери общественного благосостояния от COVID-19 в США в случае отсутствия мер, направленных на предотвращение его распространения (карантина), были оценены в сумму от 8 трлн до 60 трлн долл.³⁰

Авторы статьи [Cardoso, Dahis, 2020] оценили выгоды от мер по борьбе с коронавирусом, принятые в США и Бразилии, в 4,4 трлн и 0,6 трлн долл. соответственно. При этом они использовали оценки стоимости статистической жизни, полученные ранее другими исследователями с помощью гедонической регрессии для рынка труда, — [Kniesner et al., 2012] для США и [Pereira et al., 2020] для Бразилии³¹. Диего Кардосо и Рикардо Дахис пришли к выводу, что в среднем выгоды от мер социального дистанцирования составляли порядка 17% ВВП страны, то есть были выше в развитых странах по сравнению с развивающимися. Полученные в настоящем исследовании оценки стоимости жизни граждан могут быть использованы при проведении аналогичных исследований для России.

Литература

1. Бессонов В. А. О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2004. Т. 8. № 4. С. 542–587.
2. Зубец А. Н., Новиков А. В. Численная оценка стоимости жизни человека в России и в мире // Финансы: теория и практика. 2018. Т. 22. № 4. С. 52–75.
3. Прохоров Б. Б., Шмаков Д. И. Оценка стоимости статистической жизни и экономического ущерба от потерь здоровья // Проблемы прогнозирования. 2002. Т. 12. № 3. С. 125–135.
4. Устинова К. А. Анализ влияния уровня образования на заработную плату работающих: территориальный аспект // Проблемы современной экономики. 2012. Т. 42. № 2. С. 76–82.
5. Ashenfelter O., Greenstone M. Using Mandated Speed Limits to Measure the Value of a Statistical Life // Journal of Political Economy. 2004. Vol. 112. No S1. P. S226–267.
6. Cardoso D. S., Dahis R. Value of a Statistical Life Under Large Mortality Risk Change: Theory and an Application to COVID-19. 2020. https://www.ricardodahis.com/papers/CD_VSL.pdf.
7. Cutler D. M., Summers L. H. The COVID-19 Pandemic and the \$16 Trillion Virus // Jama. 2020. Vol. 324. No 15. P. 1495–1496.
8. Dardis R. The Value of a Life: New Evidence from the Marketplace // The American Economic Review. 1980. Vol. 70. No 5. P. 1077–1082.
9. Douglas P. H. Are There Laws of Production? // The American Economic Review. 1948. Vol. 38. No 1. P. 1–41.
10. Douglas P. H. Theory of wages. New York: MacMillan Company, 1934.

³⁰ Авторы использовали значения стоимости статистической жизни, лежавшие в диапазоне от 7 млн до 15,4 млн долл. в ценах 2020 года.

³¹ Для США VSL принималась равной 7,7 млн долл., для Бразилии — 2,7 млн долл.

11. *Dreyfus M. K., Viscusi W. K.* Rates of Time Preference and Consumer Valuations of Automobile Safety and Fuel Efficiency // *The Journal of Law and Economics*. 1995. Vol. 38. No 1. P. 79–105.
12. *Goldin C. D., Lewis F. D.* The Economic Cost of the American Civil War: Estimates and Implications // *The Journal of Economic History*. 1975. Vol. 35. No 2. P. 299–326.
13. *Ippolito P. M., Ippolito R. A.* Measuring the Value of Life Saving from Consumer Reactions to New Information // *Journal of Public Economics*. 1984. Vol. 25. No 1–2. P. 53–81.
14. *Kiker B. F., Birkeli J.* Human Capital Losses Resulting from U.S. Casualties of the War in Vietnam // *Journal of Political Economy*. 1972. Vol. 80. No 5. P. 1023–1030.
15. *Kirigia J. M., Mburugu G. N.* The Monetary Value of Human Lives Lost Due to Neglected Tropical Diseases in Africa // *Infectious Diseases of Poverty*. 2017. Vol. 6. No 1. P. 1–16.
16. *Kniesner T. J., Viscusi W. K.* The Value of a Statistical Life. 2019. https://law.vanderbilt.edu/phd/faculty/w-kip-viscusi/368_Value_of_Statistical_Life_Oxford.pdf.
17. *Kniesner T. J., Viscusi W. K., Woock C., Ziliak J. P.* The Value of a Statistical Life: Evidence from Panel Data // *The Review of Economics and Statistics*. 2012. Vol. 94. No 1. P. 74–87.
18. *Lindhjem H., Navrud S., Braathen N. A., Biauxque V.* Valuing Mortality Risk Reductions from Environmental, Transport, and Health Policies: A Global Meta-Analysis of Stated Preference Studies // *Risk Analysis: An International Journal*. 2011. Vol. 31. No 9. P. 1381–1407.
19. *Majumder A., Madheswaran S.* Compensation for Occupational Risk and Valuation of Statistical Life // *Social Indicators Research*. 2020. Vol. 149. P. 967–989.
20. *Masterman C. J., Viscusi W. K.* Income Elasticities and Global Values of a Statistical Life // *Journal of Benefit-Cost Analysis*. 2017. Vol. 8. No 2. P. 226–250.
21. *Masterman C. J., Viscusi W. K.* The Income Elasticity of Global Values of a Statistical Life: Stated Preference Evidence // *Journal of Benefit-Cost Analysis*. 2018. Vol. 9. No 3. P. 407–434.
22. *Mincer J.* Investment in Human Capital and Personal Income Distribution // *Journal of Political Economy*. 1958. Vol. 66. No 4. P. 281–302.
23. *Mishan E. J.* Evaluation of Life and Limb: A Theoretical Approach // *Journal of Political Economy*. 1971. Vol. 79. No 4. P. 687–705.
24. *Mon E., Jomnonkwo S., Khampirat B., Satiennam W., Ratanavaraha V.* Willingness to Pay for Mortality Risk Reduction for Traffic Accidents in Myanmar // *Accident Analysis and Prevention*. 2018. Vol. 118. No 65. P. 18–28.
25. *Moore M. J., Viscusi W. K.* Compensation Mechanisms for Job Risks: Wages, Workers' Compensation, and Product Liability. Princeton: Princeton University Press, 2014.
26. *Obermeyer A., Hirte G.* Willingness to Pay for Road Safety: A Conceptual Study and Pilot Survey for Germany: Conference Paper, 59th ERSA Congress, Lyon, France, 2019, August 27–30. <https://az659834.vo.msecnd.net/eventsairwesteurop/production-ersa-public/0f7e91780e1a4c598fe03fdb0fbf630>.
27. *Pereira R. M., Almeida A. N., Oliveira C. A.* O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil // *Estudos Econômicos (São Paulo)*. 2020. Vol. 50. No 2. P. 227–259.
28. *Reynolds D. J.* The Cost of Road Accidents // *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*. 1956. Vol. 119. No 4. P. 393–408.
29. *Rosen S.* Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition // *Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82. No 1. P. 34–55.
30. *Schelling T. C.* The Life You Save May Be Your Own // *Problems in Public Expenditure Analysis* / S. B. Chase (ed.). Washington, DC: Brookings Institution, 1968. P. 127–162.
31. *Thaler R., Rosen S.* The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market // *Household Production and Consumption* / N. E. Terleckyj (ed.). New York, NY: Columbia University Press, 1976. P. 265–302.
32. *Viscusi W. K., Aldy J. E.* The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World // *Journal of Risk and Uncertainty*. 2003. Vol. 27. No 1. P. 5–76.
33. *Watts E., Sim S. Y., Constenla D., Sriudomporn S., Brenzel L., Patenaude B.* Economic Benefits of Immunization for 10 Pathogens in 94 Low- and Middle-Income Countries from 2011 to 2030 Using Cost-of-Illness and Value-of-Statistical-Life Approaches // *Value in Health*. 2020. Vol. 24. No 1. P. 78–85.

34. *Wilson L.* Estimating the Value of Statistical Life (VSL) Losses from COVID-19 Infections in the United States. 2020. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3580414.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 6, pp. 94-119

Anastasia I. KOSYAKINA. Institute for Control and Supervision, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).
E-mail: kosyakina-ai@ranepa.ru

Ekaterina A. PONOMAREVA, Cand. Sci. (Econ.). Institute for Control and Supervision, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).
E-mail: ponomareva-ea@ranepa.ru

The Value of a Statistical Life: Estimates Based on the Concept of Human Capital

Abstract

Despite the fact that the life of a particular person does not have a direct cost, the issues of economic feasibility of financing programs aimed at reducing risks to the life and health of individuals, as well as regulation of markets to ensure the safety of citizens, are closely related to the concept of the value of statistical life. This value reflects the willingness of individuals to pay for reducing risks to their own life and health, and is used by economists when analyzing the costs and benefits of policymakers' decisions. The systematic methodology for calculating the value of statistical life is especially important due to the current transition to risk-oriented regulation, one of the most fundamental principles of which is to take into account potential damage both when establishing mandatory legal requirements aimed at protecting life and health of citizens, and when assessing compensation for damage caused in judicial practice. The article provides an overview of the existing methods of statistical life evaluation. Using an econometric analysis of Rosstat data on wages and fatal injuries, the value of statistical life in Russia was evaluated at 15.8 and 26.3 million rubles, depending on the specification used. The alternative approaches to obtaining the monetary equivalent of human life in Russia are presented: the value of life is calculated using the lost income method; also, information on the monetary compensations for relatives of the victims in Russian legislation is analyzed. The limitations of the above methods of life evaluation are discussed, and so are problematic issues associated with the implementation of the study results in public policy, especially in the field of control and supervisory regulation.

Keywords: compensation for risk, hedonic regression, occupational injury, risk-oriented regulation, shadow prices.

JEL: J17, J31, C33.

Acknowledgements

The article was written on the basis of the RANEPА state assignment research program.

References

1. Bessonov V. A. O dinamike sovokupnoy faktornoy proizvoditel'nosti v rossiyskoy perekhodnoy ekonomike [On the Dynamics of Total Factor Productivity in the Russian Economy in Transition]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2004, vol. 8, no. 4, pp. 542-587. (In Russ.)
2. Zubets A. N., Novikov A. V. Chislennaya otsenka stoimosti zhizni cheloveka v Rossii i v mire [Quantitative Assessment of the Value of Human life in Russia and in the World]. *Finansy: teoriya i praktika [Finance: Theory and Practice]*, 2018, vol. 22, no. 4, pp. 52-75. (In Russ.)
3. Prokhorov B. B., Shmakov D. I. Otsenka stoimosti statisticheskoy zhizni i ekonomicheskogo ushcherba ot poter' zdorov'ya [Evaluation of the Value of Statistical Life and Economic Damage from Health Losses]. *Problemy prognozirovaniya [Studies on Russian Economic Development]*, 2002, vol. 12, no. 3, pp. 125-135. (In Russ.)
4. Ustinova K. A. Analiz vliyaniya urovnya obrazovaniya na zarabotnyuyu platu rabotayushchikh: territorial'nyy aspekt [Analysis of the impact of the level of education on the wages of workers: territorial aspect]. *Problemy sovremennoy ekonomiki [Problems of Modern Economy]*, 2012, vol. 42, no. 2, pp. 76-82. (In Russ.)
5. Ashenfelter O., Greenstone M. Using Mandated Speed Limits to Measure the Value of a Statistical Life. *Journal of Political Economy*, 2004, vol. 112, no. S1, pp. S226-267. DOI:10.1086/379932.
6. Cardoso D. S., Dahis R. *Value of a Statistical Life Under Large Mortality Risk Change: Theory and an Application to COVID-19*, 2020. https://www.ricardodahis.com/papers/CD_VSL.pdf.
7. Cutler D. M., Summers L. H. The COVID-19 Pandemic and the \$16 Trillion Virus. *Jama*, 2020, vol. 324, no. 15, pp. 1495-1496. DOI:10.1001/jama.2020.19759.
8. Dardis R. The Value of a Life: New Evidence from the Marketplace. *The American Economic Review*, 1980, vol. 70, no. 5, pp. 1077-1082.
9. Douglas P. H. Are There Laws of Production? *The American Economic Review*, 1948, vol. 38, no. 1, pp. 1-41.
10. Douglas P. H. *Theory of wages*. New York, MacMillan Company, 1934.
11. Dreyfus M. K., Viscusi W. K. Rates of Time Preference and Consumer Valuations of Automobile Safety and Fuel Efficiency. *The Journal of Law and Economics*, 1995, vol. 38, no. 1, pp. 79-105.
12. Goldin C. D., Lewis F. D. The Economic Cost of the American Civil War: Estimates and Implications. *The Journal of Economic History*, 1975, vol. 35, no. 2, pp. 299-326.
13. Ippolito P. M., Ippolito R. A. Measuring the Value of Life Saving from Consumer Reactions to New Information. *Journal of Public Economics*, 1984, vol. 25, no. 1-2, pp. 53-81.
14. Kiker B. F., Birkeli J. Human Capital Losses Resulting from U.S. Casualties of the War in Vietnam. *Journal of Political Economy*, 1972, vol. 80, no. 5, pp. 1023-1030.
15. Kirigia J. M., Mburugu G. N. The Monetary Value of Human Lives Lost Due to Neglected Tropical Diseases in Africa. *Infectious Diseases of Poverty*, 2017, vol. 6, no. 1, pp. 1-16. DOI:doi.org/10.1186/s40249-017-0379-y.
16. Kniesner T. J., Viscusi W. K. The Value of a Statistical Life, 2019. https://law.vanderbilt.edu/phd/faculty/w-kip-viscusi/368_Value_of_Statistical_Life_Oxford.pdf. DOI:10.1093/acrefore/9780190625979.013.138.
17. Kniesner T. J., Viscusi W. K., Woock C., Ziliak J. P. The Value of a Statistical Life: Evidence from Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 2012, vol. 94, no. 1, pp. 74-87. DOI:10.1162/REST_a_00229.
18. Lindhjem H., Navrud S., Braathen N. A., Biaisque V. Valuing Mortality Risk Reductions from Environmental, Transport, and Health Policies: A Global Meta-Analysis of Stated Preference Studies. *Risk Analysis: An International Journal*, 2011, vol. 31, no. 9, pp. 1381-1407. DOI:10.1111/j.1539-6924.2011.01694.x.
19. Majumder A., Madheswaran S. Compensation for Occupational Risk and Valuation of Statistical Life. *Social Indicators Research*, 2020, vol. 149, pp. 967-989. DOI:10.1007/s11205-020-02269-z.

20. Masterman C. J., Viscusi W. K. Income Elasticities and Global Values of a Statistical Life. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 2017, vol. 8, no. 2, pp. 226-250. DOI:10.1017/bca.2017.12.
21. Masterman C. J., Viscusi W. K. The Income Elasticity of Global Values of a Statistical Life: Stated Preference Evidence. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 2018, vol. 9, no. 3, pp. 407-434. DOI:10.1017/bca.2018.20.
22. Mincer J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 1958, vol. 66, no. 4, pp. 281-302.
23. Mishan E. J. Evaluation of Life and Limb: A Theoretical Approach. *Journal of Political Economy*, 1971, vol. 79, no. 4, pp. 687-705.
24. Mon E., Jomnonkwo S., Khampirat B., Satiennam W., Ratanavaraha V. Willingness to Pay for Mortality Risk Reduction for Traffic Accidents in Myanmar. *Accident Analysis and Prevention*, 2018, vol. 118, no. 65, pp. 18-28. DOI:10.1016/j.aap.2018.05.018.
25. Moore M. J., Viscusi W. K. *Compensation Mechanisms for Job Risks: Wages, Workers' Compensation, and Product Liability*. Princeton, Princeton University Press, 2014.
26. Obermeyer A., Hirte G. *Willingness to Pay for Road Safety: A Conceptual Study and Pilot Survey for Germany*: Conference Paper, 59th ERSA Congress, Lyon, France, 2019, August 27-30. <https://az659834.vo.msecnd.net/eventsairwesteuprod/production-ersa-public/0f7e91780e1a4c598fe03fdfb0fbf630>.
27. Pereira R. M., Almeida A. N., Oliveira C. A. O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 2020, vol. 50, no. 2, pp. 227-259. DOI:10.1590/0101-41615022rac. (In Portuguese)
28. Reynolds D. J. The Cost of Road Accidents. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 1956, vol. 119, no. 4, pp. 393-408.
29. Rosen S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 1974, vol. 82, no. 1, pp. 34-55.
30. Schelling T. C. The Life You Save May Be Your Own. In: Chase S. B. (ed.). *Problems in Public Expenditure Analysis*. Washington, DC, Brookings Institution, 1968, pp. 127-162.
31. Thaler R., Rosen S. The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market. In: Terleckyj N. E. (ed.). *Household Production and Consumption*. New York, NY, Columbia University Press, 1976, pp. 265-302.
32. Viscusi W. K., Aldy J. E. The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World. *Journal of Risk and Uncertainty*, 2003, vol. 27, no. 1, pp. 5-76.
33. Watts E., Sim S. Y., Constenla D., Sriudomporn S., Brenzel L., Patenaude B. Economic Benefits of Immunization for 10 Pathogens in 94 Low- and Middle-Income Countries from 2011 to 2030 Using Cost-of-Illness and Value-of-Statistical-Life Approaches. *Value in Health*, 2020, vol. 24, no. 1, pp. 78-85. DOI:10.1016/j.jval.2020.07.009.
34. Wilson L. *Estimating the Value of Statistical Life (VSL) Losses from COVID-19 Infections in the United States*, 2020. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3580414.

Социальная политика

Новая методика расчета прожиточного минимума: проблемы теории и практики

Борис КОРНЕЙЧУК

Борис Васильевич Корнейчук —
доктор экономических наук, профессор,
Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
(РФ, 194100, Санкт-Петербург,
Кантемировская ул., 3, к. 1а).
E-mail: bkorneychuk@hse.ru

Аннотация

Переход к новой методике расчета прожиточного минимума и минимального размера оплаты труда на основе медианного дохода вызывает глубокие изменения в государственной системе регулирования доходов и социальной сфере общества. Статья посвящена анализу теоретических, институциональных и практических аспектов этой методики и оценке возможного негативного влияния ее применения на уровень жизни и степень неравенства доходов малообеспеченных семей. Показано, что статистический показатель медианного дохода характеризует степень неравенства доходов среди наименее обеспеченной половины населения, но не способен служить абсолютным измерителем бедности. Выявлены внутренние противоречия новой методики расчета прожиточного минимума, показано ее несоответствие мировой практике определения социальных гарантий. Установлено занижение предусмотренных законом нормативов расчета прожиточного минимума и минимального размера заработной платы как зафиксированных долей медианного дохода. Переход к новой методике имеет долгосрочное негативное последствие: разрушается механизм, обеспечивавший ранее равную реальную оплату за простой труд в разных регионах страны. Проведенное эмпирическое исследование охватывает семнадцать субъектов Федерации. Оно основано на сравнении прежних и новых значений прожиточного минимума и уровня бедности, рассчитанного автором для регионов. Расчет проводился методом линейной экстраполяции на основе официальных данных о распределении численности населения по величине среднедушевых денежных доходов. Результаты исследования показывают, что переход к новой методике вызовет снижение реального прожиточного минимума в регионах с низким уровнем доходов и увеличение межрегиональной дифференциации доходов малообеспеченных семей при парадоксальном снижении формального показателя неравенства. Для преодоления негативных социальных последствий рекомендовано при расчете прожиточного минимума использование максимума из двух показателей, рассчитанных методом потребительской корзины и методом медианного дохода.

Ключевые слова: политика регулирования доходов, минимальная заработная плата, относительная бедность, медианный доход, межрегиональное неравенство доходов.

JEL: D31, D63, I31, I32, J38.

Введение

Переход к новой методике расчета прожиточного минимума и минимального размера оплаты труда (далее — новая методика), предусмотренной Законом «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации» от 29.12.2020 № 473-ФЗ¹, порождает существенные изменения в социально-экономической жизни, которые требуют основательного анализа и осмысления. На протяжении четверти века действия закона от 24.10.97 № 134-ФЗ «О прожиточном минимуме в Российской Федерации» величина прожиточного минимума (ПМ) в общественном сознании оказалась столь тесно связанной с образом потребительской корзины, что новый подход становится проблематичным. Прозрачность и наглядность прежней методики позволяли участвовать в дискуссии о величине ПМ широким слоям населения, социологам, медикам и др. Поскольку изменения потребительских цен легко оценивать, профсоюзы и общественные организации могли осуществлять не зависимый от государства мониторинг стоимости жизни и потребительской инфляции. Наоборот, новая методика основана на показателе медианного дохода, который может быть рассчитан лишь государственным органом статистики посредством выборочных обследований. Кроме того, зафиксированные в законе нормативы в размере 44,2% медианного дохода (для ПМ) и 42% медианной заработной платы (для МРОТ) приведены без необходимой аргументации, что оставляет открытым вопрос об их обоснованности. Таким образом, переход к новой методике выводит из-под контроля гражданского общества процедуру определения важнейшего социального показателя, влияющего на благосостояние миллионов семей. Другая важная проблема состоит в том, что новые значения ПМ, рассчитанные на основе медианного дохода, различаются более существенно в межрегиональном аспекте, чем прежние значения. Поэтому переход к новой методике неизбежно увеличит неравенство доходов в обществе.

Целью работы является исследование концептуальных основ новой методики, ее проверка на внутреннюю противоречивость и наличие слабых сторон, выявление возможных препятствий для ее практической реализации и негативных социальных последствий. В статье сделан акцент на росте межрегионального неравенства доходов малообеспеченных семей при переходе к новой методике. Проведено сравнение прежних и рассчитанных

¹ <https://www.consultant.ru/documents/cons-doc-LAW-372636>.

автором новых значений ПМ и уровня бедности для семнадцати субъектов Федерации, сформулированы выводы, предложены рекомендации по корректировке новой методики расчета ПМ.

1. Обзор научных работ

Проблема перехода от абсолютного измерителя бедности к ее *относительному измерителю* рассмотрена в [Аганбегян, 2017], где предложено установить ПМ на уровне 50% медианного дохода. Доля численности населения с доходами меньше 50% от медианного уровня в 2017 году составила, по оценкам автора, 18,7%, что в 1,7 раз больше, чем в странах ОЭСР. В работе [Елисеева, Раскина, 2017] предложено следовать методологии Евростата и установить границу бедности на уровне 60% медианного дохода, при этом население с доходами ниже половины медианного характеризуется как «самые бедные». Авторы предлагают учитывать в расчетах располагаемый доход, поскольку использование Росстатом начисленного дохода занижает фактический уровень бедности в сравнении с другими странами. В работе рекомендуется также скорректировать метод расчета медианного дохода на размер и состав домохозяйства посредством введения различных весов для взрослых, подростков и детей. В [Kartseva, 2020] тоже определяется черта бедности на уровне 60% медианного дохода и прогнозируется повышение уровня бедности более чем в два раза при переходе к новому критерию. Авторы [Слободенюк, Аникин, 2018] характеризуют состояние населения с доходами ниже половины медианного дохода как бедность неоспоримую и особенно глубокую, а с доходами в пределах 50–75% медианного дохода — как относительную бедность.

В работе [Лукьянова, 2018] исследуются *недостатки методики* измерения бедности на основе медианного дохода и отмечается, что Росстат публикует данные о медианных зарплатах недостаточно часто и строит их на основе выборочных обследований. При этом форма обследования не претерпела качественных изменений с советских времен и остается одним из самых методологически отсталых обследований в арсенале Росстата. По оценке [Мареева, 2020], данные Росстата о медианном доходе в целом по стране в 2019 году превышают более чем в полтора раза значения, рассчитанные на данных обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ, что объясняется различием применяемых методик. В работе [Spicker, 2012] говорится об уязвимости метода оценки черты бедности на основе медианного дохода, поскольку исходные данные недоступ-

ны либо недостоверны. Вместо медианного дохода автор предлагает использовать медианную зарплату, которую проще рассчитать на основе данных официальной статистики. Уильям Клайн [Cline, 2019] видит недостаток методики в том, что изменение среднего размера домохозяйства не учитывается при расчете медианного дохода в США: за период 1967–2000 годов он снизился на одну пятую, в результате чего фактический темп прироста медианного дохода за этот период оказался в 2,5 раза выше официального значения.

Доминирующая тенденция в современных исследованиях бедности состоит в совместном рассмотрении двух типов показателей: во-первых, прожиточного минимума или минимальной заработной платы, обеспечивающих физическое воспроизводство человека, и, во-вторых, *достойной заработной платы* (living wage), необходимой для содержания семьи и оплаты здорового рациона питания, жилищно-коммунальных услуг, транспорта, связи, налогов. Наиболее часто используют метод расчета достойной заработной платы на основе стоимости расширенной потребительской корзины. Автор метода Ричард Анкер рассчитал показатель для ряда стран и установил, что достойная заработная плата превышает ее минимальный уровень в большинстве стран Восточной Европы, а в бедных странах превосходит его в два-три раза [Anker, Anker, 2017]. Авторы [Fabo, Belli, 2017] рассмотрели проблему определения минимального уровня оплаты труда с перспективой на его сближение с величиной достойной заработной платы, при этом реализацию концепции достойной заработной платы они считают главным приоритетом ЕС в области социальной политики и средством преодоления неравенства между странами. Для расчета уровня достойной заработной платы авторы предлагают использовать методику, основанную на единой расширенной потребительской корзине и мониторинге потребительских цен. Авторы работы [Yao et al., 2017] подчеркивают, что достойная зарплата является экономически эффективной, то есть обеспечивает наивысшую отдачу трудовых ресурсов. В [Oshio, 2019] исследована проблема «достойного» порога бедности в отношении групп населения с различными хроническими заболеваниями и поставлена цель определить для каждой группы свой уровень бедности; рассчитан набор оптимальных уровней бедности, наименьший из которых составляет 67% от среднего медианного дохода японских домохозяйств.

В отечественной литературе идея достойной заработной платы также находит поддержку. В [Тукумцев, 2008] названо стратеги-

ческой ошибкой то, что борьба с бедностью завершается на рубеже, соответствующем величине ПМ. Автор предлагает учитывать также повышенный параметр бедности — *социальный минимум*, основанный на расширенном продуктовом наборе и обеспечивающий развитие человека, а не только его выживание. Наряду с минимальной потребительской корзиной авторы работы [Бобков и др., 2019] предлагают учитывать *социально приемлемую корзину*, которая обеспечивает более широкий спектр потребностей и включает стоимость питания вне дома, накопления на улучшение жилищных условий, образовательные, медицинские, рекреационно-оздоровительные, юридические, бытовые, банковские услуги, услуги страхования и связи.

2. Переход к новой методике как институциональный разрыв

Сложившиеся представления о прожиточном минимуме многие авторы рассматривают как *базовый институт*, который исторически сформировался под воздействием коллективных действий и служит ныне неотъемлемым признаком цивилизованного, прогрессивного общества. В работе [Parker et al., 2016] отмечается определяющее влияние некоммерческих организаций на эволюцию этого института. В Великобритании кампания за достойную заработную плату была инициирована рядом некоммерческих организаций, в итоге в 2015 году была принята политика общенационального уровня достойной заработной платы. По мнению авторов, кампания показала, что институты гражданского общества способны эффективно воздействовать на рынок и государство в целях справедливого перераспределения ресурсов. Согласно [Bunyan, 2016], это была одна из самых успешных инициатив гражданского общества, направленная на сокращение бедности и неравенства. Среди экономистов установился консенсус относительно того, что прожиточный минимум необходим не столько для воспроизводства рабочей силы, сколько для развития человеческого капитала, предотвращения социальных конфликтов и роста преступности, обеспечения социальной справедливости. При этом задачей государства является юридическое закрепление сложившегося представления о прожиточном минимуме. Адам Плошка подчеркивает, что, следуя этому тезису, Конституционный суд Германии заключил, что фундаментальное право на прожиточный минимум имеет независимое значение, связанное с человеческим достоинством, а поэтому законодатель не имеет

свободы действий в отношении прожиточного минимума. Аналогичную позицию занял Конституционный суд Польши [Ploszka, 2018].

Исходная трактовка ПМ как *средства выживания* сохраняет институциональную роль в современном обществе и отражена в Конвенции № 131 Международной организации труда (МОТ), которая требует учитывать при определении минимальной заработной платы стоимость жизни². Несмотря на то что эта конвенция не ратифицирована Россией, ее Конституционный суд также трактует ПМ и МРОТ как стоимость некоторого базового набора товаров и услуг. В определении № 1160-О-О от 01.10.2009 он постановил, что основным назначением минимальной заработной платы является обеспечение дохода на уровне, достаточном для восстановления работоспособности и удовлетворения основных жизненных потребностей³. Отсюда следует, что методика расчета МРОТ, которая может снизить величину ПМ трудоспособного человека ниже названного уровня, признается противоречащей Конституции. Как будет показано ниже, относительные измерители бедности способны опускаться ниже этого уровня, что ставит под вопрос допустимость их использования в общественной практике. Для того чтобы избежать подобных коллизий в будущем и обеспечить развитие законотворчества в русле мировых тенденций, авторы работы [Орловский и др., 2013] рекомендуют ратифицировать Конвенцию № 131 МОТ.

В России на протяжении четверти века прочным общественным признанием пользовалась концепция, по которой прожиточный минимум определяется стоимостью потребительской корзины. Поэтому следовало ожидать, что реформы будут проводиться в рамках преемственности и уважения к сложившимся общественным традициям. Однако новая концепция ПМ не только противоречит общепринятому представлению о бедности и минимальном доходе, но была принята в пожарном порядке без обсуждения научным сообществом. В 2018 году развернулась активная работа по разработке *новой потребительской корзины*: была создана рабочая группа и утвержден план работы по совершенствованию методологии определения потребительской корзины и ПМ. В январе следующего года глава Минтруда подтвердил эти планы и заявил о стремлении правительства изменить состав потребительской корзины в соответствии с принципами здорового

² <https://www.base.garant.ru/2541296>.

³ <https://legalacts.ru/doc/opredelenie-konstitutsionnogo-suda-rf-ot-01102009-n-1160-o-o-po/>.

питания и принять соответствующий закон к началу 2021 года⁴. Однако осенью 2020 года заместитель председателя Комитета Совета Федерации по социальной политике высказала мнение, что потребительская корзина не вполне объективно показывает уровень доходов, поскольку в регионах могут искажаться данные при расчете ее стоимости⁵. И уже через два месяца новый закон о ПМ был принят в окончательном виде.

Столь резкая смена парадигмы привела к противоречию между новой методикой и рядом законов, определяющих цели социальной политики государства. Так, в Указе Президента РФ от 21.07.2020 № 474 «О национальных целях развития Российской Федерации на период до 2030 г.» поставлена цель снижения уровня бедности в два раза по сравнению с показателем 2017 года. Поскольку прежний измеритель ПМ отсутствует в действующем законодательстве, возникает сложная *проблема сопоставимости* старого и нового измерителей ПМ.

В сложившейся ситуации возникает *проблема переходного периода*. Закон № 134 «О прожиточном минимуме в Российской Федерации» устанавливает на 2021–2025 годы переходный период поэтапного доведения величины ПМ в субъектах Федерации до значения, определяемого новой методикой расчета, при этом ежегодно величина показателя будет определяться не старой или новой методикой, а в некотором порядке, определяемом правительством. Поскольку этот порядок не определен в законе, а этапы перехода не описаны детально, институциональные противоречия дополняются законодательными. Примером служит назначение ПМ на 2021 год Постановлением Правительства РФ от 31.12.2020 № 2406. Во-первых, закон № 134 требует определить величину ПМ на очередной год до 1 июля текущего года, в то время как она была установлена лишь в декабре 2020-го, то есть с существенным опозданием. Во-вторых, закон требует устанавливать ПМ с учетом мнения Российской трехсторонней комиссии по регулированию социально-трудовых отношений, в то время как алгоритм расчета ПМ жестко определен и не допускает корректировки. В-третьих, отсутствует единый подход: ПМ по стране на 2021 год рассчитывается на основе медианного дохода в 2019 году, а по субъектам Федерации — на основе прожиточного минимума в конкретном регионе во II квартале 2020-го (абзац 2 п. 3 ст. 4 упомянутого постановления).

⁴ <https://tass.ru/ekonomika/7634319>. <https://mintrud.gov.ru/social/living-standard/40>.

⁵ <https://sobesednik.ru/dengi/20201013-v-sovfede-podderzhali-ideyu-za>.

3. Парадоксы новой методики

Первый парадокс: *в гипотетическом случае нулевого медианного дохода уровень бедности также оказывается равным нулю.* Этот парадокс следует из двойственной трактовки ПМ в Федеральном законе № 473-ФЗ от 29.12.2020, который содержит два несогласованных между собой определения. Согласно первому ПМ есть минимально необходимая для обеспечения жизнедеятельности сумма доходов гражданина, а согласно второму он равен 44,2% от медианного среднедушевого дохода. Отсюда следует, что законодатель считает величину, равную 44,2% от медианного дохода, достаточной для обеспечения жизнедеятельности человека. Однако принятое тождество не является истинным: лишь на момент принятия закона указанное равенство выполнялось, поскольку отношение 0,442, очевидно, было получено делением текущих значений «старого» ПМ и медианного дохода. Со временем под влиянием роста цен и изменения структуры доходов фактическое отношение будет отклоняться от заданного нормативного значения в течение года, когда ПМ должен быть «заморожен». Характерно, что ФЗ № 134 «О прожиточном минимуме в РФ» в старой редакции требовал рассчитывать и публиковать данные о ПМ ежеквартально. Таким образом, фиксация пропорции 44,2% в качестве законодательной нормы представляется необоснованной.

Второй парадокс: *в период кризиса медианный доход падает, а вместе с ним падает прожиточный минимум и привязанные к нему социальные гарантии.* Расчеты в работе [Blakely, Kawachi, 2001] даже показывают, что коэффициент корреляции между коэффициентом Джини и медианным доходом равен $-0,6$, то есть при снижении медианного дохода низкие доходы падают еще сильнее. В [Chiripanhura, 2011] исследуется динамика снижения среднего и медианного доходов в период экономического кризиса и сделан вывод, что вследствие роста неравенства медианный доход снижается сильнее, чем средний. Поэтому в период кризиса медианный доход сохраняет функцию измерителя бедности, но в качестве основы для расчета социальных гарантий следует выбрать величину среднего дохода. Поскольку ФЗ № 134 не предусматривает установления минимального реального уровня ПМ и лишь запрещает сокращение его номинального значения по сравнению с текущим годом, отрицательный эффект мультипликации дохода может привести в условиях высокой потребительской инфляции к существенному снижению реального размера ПМ как величины, кратной стоимости потребительской корзины. Методика рас-

чета ПМ на основе потребительской корзины исключала такую возможность при релевантном методе исчисления ее реального значения, когда при определении реального дохода величина номинального дохода делится на индекс потребительских цен, а не на дефлятор ВВП. В сложившейся ныне ситуации, когда в условиях пандемии правительства стимулируют экономический рост беспрецедентным увеличением денежной массы, угроза высокой инфляции становится реальной, а парадоксальное отсутствие прямой связи между уровнем потребительских цен и новым показателем прожиточного минимума может стать потенциальным источником социальных проблем.

Третий парадокс: *медианный доход не характеризует абсолютный уровень благосостояния, а является измерителем неравенства доходов*. Авторы [Ravallion, Chen, 2011] видят противоречие относительных измерителей бедности в том, что при пропорциональном росте всех доходов реальный уровень бедности должен снижаться, в то время как в рамках относительного подхода он остается неизменным. Широкое применение относительного дохода в качестве измерителя бедности исследователи объясняют ложным допущением, что человек стремится к достижению высокого статуса, в то время как его в большей степени заботит абсолютный объем потребления. Авторы показывают, что рост относительной бедности часто сопровождается снижением абсолютной численности бедных, и наоборот. Доля населения с доходами ниже половины медианного дохода слабо связана с уровнем жизни населения и показывает степень неравенства в малоименной половине населения. Характерно, что в развитых странах этот показатель в среднем выше по сравнению с развивающимися, что вовсе не говорит о большем уровне бедности. По данным Всемирного банка, его значение в 2017 году составило в Италии 16%, Канаде — 13,2%, Люксембурге — 14,9%, в то время как в менее развитых странах в 2018 году оно было существенно ниже: на Украине 5%, в Киргизии 3,8%, Молдавии — 3,8%⁶.

Поскольку неравенство доходов служит одним из факторов бедности, ряд авторов рассматривают медианный доход как *вспомогательный измеритель* бедности наряду с ее абсолютными измерителями [Chiripanhura, 2011; Ravallion, Chen, 2011]. В [Spicker, 2012] предлагается определять черту бедности непосредственно экспертным путем без использования сложного метода расчета медианного дохода. Авторы [Елизаров, Сеница, 2018] пришли

⁶ <https://dataworldbank.org/indicator/SI.DSI.50HD?end=2018>.

к выводу, что относительные измерители бедности не позволяют диагностировать бедность в наиболее незащищенной группе населения домохозяйств с детьми. Они предлагают использовать абсолютные измерители, такие как удельный вес расходов на питание или удельный вес постоянных расходов (жилище, связь, транспорт и др.) в доходе семьи. Виктор Шабанов [Шабанов, 2019] считает необходимым *совместно* использовать абсолютные и относительные измерители бедности, поскольку две соответствующие концепции бедности отражают разные аспекты социально-экономической жизни и различаются трактовкой и интерпретацией, а поэтому методика расчета относительной бедности не может «просто» заменить принятую Росстатом абсолютную методику. Марина Карцева [Kartseva, 2020] считает наилучшим измерителем бедности применяемый в ЕС *многокритериальный индикатор AROPE*.

Четвертый парадокс: *переход к новой методике расчета увеличивает степень межрегиональной дифференциации значений прожиточного минимума, но в то же время сокращает степень межрегиональной дифференциации значений уровня бедности*. Обоснование этой закономерности дано в следующем разделе статьи на основе проведенного автором эмпирического исследования.

4. Новая методика как фактор межрегионального неравенства: эмпирическое исследование

Правовые предпосылки исследования

Процедура расчета прожиточного минимума в субъектах Федерации не описана детально в новой редакции ФЗ № 134, что позволяет выдвигать гипотезы о ее дальнейшей детализации на основе сформулированных в законе базовых принципов. Согласно закону величина регионального ПМ устанавливается субъектом РФ с учетом *коэффициента региональной дифференциации* (КРД), который рассчитывается как соотношение величины ПМ в целом по стране и величины ПМ в субъекте РФ в порядке, определяемом Правительством РФ. Здесь остаются неясными два вопроса. Во-первых, каким способом величину КРД следует «учитывать» при расчете региональной величины ПМ? Поскольку под коэффициентом обычно понимают делитель или множитель, а для бедных регионов КРД больше единицы, логично предположить, что региональная величина ПМ (или ее минимальный уровень) будет

получена из общероссийской величины ПМ *делением* последней на КРД. Во-вторых, процедура расчета ПМ в субъекте Федерации не определена законом и в принципе может базироваться как на старой, так и на новой методиках расчета ПМ. Первый случай несовместим с заданным алгоритмом расчета КРД, который предполагает деление двух однотипных показателей. Поэтому наиболее вероятен выбор новой методики расчета регионального ПМ по аналогии с общероссийским показателем. Исходя из сложившейся практики использования единой потребительской корзины при расчете региональных значений ПМ приходится ожидать, что региональные нормативы расчета ПМ на основе регионального медианного дохода будут близки к федеральному нормативу 44,2%. Таким образом, эмпирическое исследование базируется на *гипотезе* автора о равенстве регионального ПМ величине, равной 44,2% регионального медианного дохода. На ее основе предложен прозрачный алгоритм учета КРД при расчете регионального ПМ как отношения двух медианных доходов и демонстрируется согласованность описанных методов расчета регионального и общероссийского ПМ на основе единой парадигмы.

Постановка проблемы и цель эмпирического исследования

Межрегиональная дифференциация доходов малообеспеченных домохозяйств не являлась актуальной проблемой в период действия прежнего закона о ПМ. Соблюдение принципа равной реальной оплаты за равные объемы простого неквалифицированного труда в разных регионах гарантировалось методикой расчета ПМ на основе стоимости единой потребительской корзины. Однако переход к новой методике разрушил такого рода гарантии, поскольку теперь за равные объемы простого труда работники двух разных регионов получают разную реальную оплату, пропорциональную медианному доходу в регионе. Потенциальная проблема роста межрегионального неравенства является новой для российской общественной практики и требует теоретического и эмпирического анализа. Если рассматривать ее в контексте теории свободной рыночной экономики, следует согласиться с Ростиславом Капелюшниковым, что с нормативной точки зрения неравенство является псевдопроблемой, иначе говоря, не является проблемой само по себе [Капелюшников, 2017]. Однако при достигнутом уровне вмешательства государства в экономику неравенство доходов оказывается уже не стихийным, а «рукотворным» явлени-

ем, которое следует рассматривать в контексте государственной социальной политики. В силу этого авторы работы [Лившиц, Лившиц, 2018] оспаривают тезис о «естественном» неравенстве и поддерживают снижение дифференциации доходов.

Целью эмпирического исследования является оценка изменений средних значений и степени межрегиональной дифференциации показателей ПМ и уровня бедности (доли населения с доходами ниже ПМ) при переходе к новой методике.

Предмет и метод эмпирического исследования

Объектом эмпирического исследования служит группа из семнадцати субъектов Федерации (регионов), относящихся к Северо-Западному и Северо-Кавказскому федеральным округам. Выбор округов предопределен целью исследования: первый характеризуется высоким медианным доходом, второй — низким. Расчеты проведены на основе статистических данных Росстата за 2019 год. Значения удельного веса населения региона с доходами ниже ПМ были рассчитаны методом линейной интерполяции на основе данных о распределении численности населения по величине среднедушевых денежных доходов. Произведено сравнение исследуемых показателей, рассчитанных исходя из стоимости потребительской корзины (ПК) и из медианного дохода (МД). Степень межрегиональной дифференциации исследуемых показателей измерена показателем среднего квадратического отклонения, рассчитанным по всем регионам без взвешивания по доле населения регионов, которое может приводить к количественным и качественным искажениям [Глущенко, 2015].

Результаты эмпирического исследования

Прожиточный минимум. Как следует из табл. 1, переход к новой методике снижает ПМ в регионах с относительно низким реальным значением «старого» ПМ и увеличивает — в остальных регионах. Таким образом, переход к новой методике увеличивает межрегиональную дифференциацию среднедушевых доходов в малообеспеченных группах населения. Этот эффект наиболее существенен в регионах с высоким уровнем бедности, к которым относятся субъекты Северо-Кавказского федерального округа. Автором установлено, что если в регионе медианный доход ниже 225% величины ПМ, рассчитанной на основе потребительской корзины, то переход к новой методике снизит величину ПМ, а в обратном случае — увеличит ее.

Переход к новой методике снизит ПМ в ряде регионов до критического уровня. В Ингушетии он уменьшится на 39,9%, до величины 6116 руб., что существенно меньше уровней «достойной» бедности для взрослого населения сельских районов Лесото и Танзании, равных 8848 руб. (121,2 долл.) и 8366 руб. (114,6 долл.) соответственно [Ven et al., 2020]. В Карачаево-Черкесской Республике он снизится на 30,7%, до величины 6854 руб., что также ниже уровня «достойной» бедности, рассчитанного методом Анкера по расширенной потребительской корзине [Ven et al., 2020]. Заметим, что до введения новой методики расчета величина ПМ во всех регионах превышала уровни «достойной» бедности в названных африканских странах. В целом при переходе к новой методике величина ПМ по всем регионам снизится на 10,6%, а межрегиональная дифференциация (среднее квадратическое отклонение) значений ПМ вырастет с 1,35 до 2,66. *Вывод:* уровень жизни малообеспеченных домохозяйств снизится, а межрегиональное неравенство доходов между ними значительно вырастет.

Т а б л и ц а 1

Прожиточный минимум, рассчитанный исходя из стоимости потребительской корзины (ПК) и на основе медианного дохода (МД), 2019 год

Субъект Федерации	Медианный доход (руб.)	Прожиточный минимум		
		ПК (руб.)	МД (руб.)	изменение (%)
Россия	26364	10890	11653	+7,0
Республика Карелия	25476	13648	11260	-17,5
Республика Коми	27768	13707	12273	-10,5
Архангельская область	27144	12707	11998	-5,6
Вологодская область	22973	11038	10154	-8,0
Калининградская область	23376	11412	10332	-9,5
Ленинградская область	26120	10801	11545	+6,9
Мурманская область	36482	16800	16125	-4,0
Новгородская область	21447	10782	9479	-12,1
Псковская область	20791	11055	9190	-16,9
г. Санкт-Петербург	35581	11391	15727	+38,1
Республика Дагестан	21054	9780	9306	-4,8
Республика Ингушетия	13838	10173	6116	-39,9
Кабардино-Балкарская Республика	17781	11576	7859	-32,1
Карачаево-Черкесская Республика	15507	9896	6854	-30,7
Республика Северная Осетия — Алания	19615	9485	8670	-8,6
Чеченская Республика	19081	10910	8434	-22,7
Ставропольский край	19295	9235	8528	-7,6

Источник: https://gks.ru/bgd/regl/b20_14p/Main.htm.

Уровень бедности. Как следует из табл. 2, переход к новой методике снижает уровень бедности в регионах с относительно высоким «старым» уровнем бедности и увеличивает — в остальных регионах. Таким образом, переход к новой методике снижает межрегиональную дифференциацию уровней бедности, то есть формально служит достижению цели социальной справедливости. При этом поставленная задача снижения к 2030 году уровня бедности в два раза в течение тринадцати лет при переходе к новой методике может быть парадоксальным образом решена всего за год. Как следует из табл. 2, уровень бедности одновременно снизится более чем в два раза в Республике Ингушетия (в 2,7 раза), Кабардино-Балкарской Республике (в 2,52 раза), Карачаево-Черкесской Республике (в 2,37 раза). В то же время к числу проблемных регионов будут отнесены ныне благополучные Санкт-Петербург и Ленинградская область, в которых уровень бедности парадоксальным образом вырастет соответственно в 2,15 и 1,24 раз. Полученные результаты согласуются с выводами [Зубаревич, 2019] о том, что при переходе к измерению бедности на основе медианного дохода ее уровень снизится в Северо-Кавказских республиках и вырастет в регионах Центра, Северо-Запада и части Поволжья. Однако тезис автора, что главной причиной таких изменений служит демографический фактор, является спорным.

В целом при переходе к расчету ПМ по новой методике средняя доля населения с доходами ниже ПМ снизится с 15,7 до 11,1%, а межрегиональная дифференциация уровня бедности сократится с 5,78 до 1,25. *Вывод:* уровень бедности несколько снизится, а межрегиональное неравенство снизится в значительно большей степени. Столь существенное формальное снижение межрегиональной дифференциации уровня бедности при снижении среднего уровня доходов домохозяйств очевидно связано с первым парадоксом новой методики: при снижении доходов показатели уровня бедности в регионах и степень их дифференциации тоже снижаются.

Главный вывод из проведенного исследования заключается в следующем. Применение новой методики способно снизить уровень жизни малообеспеченных семей за счет сокращения доли лиц, имеющих право на адресные выплаты, и снижения размера выплат, зависящих от величины ПМ. Оно ведет также к парадоксальному снижению формального измерителя бедности в ряде регионов на фоне увеличения межрегионального неравенства доходов. Чтобы избежать указанных негативных социальных последствий, автор этой работы предлагает использовать одновре-

Т а б л и ц а 2

**Уровень бедности, рассчитанный исходя из стоимости потребительской корзины (ПК)
и на основе медианного дохода (МД), 2019 год**

Субъект Федерации	Население с доходом ниже ПМ		
	ПК (%)	МД (%)	ПК/ПМ (разы)
Россия	12,3	14,4	0,85
Республика Карелия	15,7	9,7	1,62
Республика Коми	15,5	12,3	1,26
Архангельская область	12,7	11,3	1,14
Вологодская область	12,9	10,4	1,24
Калининградская область	13,6	10,6	1,10
Ленинградская область	8,8	10,9	0,81
Мурманская область	10,6	9,8	1,08
Новгородская область	13,9	9,7	1,43
Псковская область	16,2	10,5	1,54
г. Санкт-Петербург	6,5	14,0	0,46
Республика Дагестан	14,6	13,3	1,10
Республика Ингушетия	30,5	11,3	2,70
Кабардино-Балкарская Республика	24,2	9,6	2,52
Карачаево-Черкесская Республика	23,5	9,9	2,37
Республика Северная Осетия — Алания	13,8	11,4	1,21
Чеченская Республика	20,7	12,0	1,72
Ставропольский край	14,0	11,9	1,18

Источник: https://gks.ru/bgd/regl/b20_14p/Main.htm.

менно прежнюю и новую методики расчета, выбирая для практических целей большее значение ПМ. Предложенный «бинарный» принцип расчета размера социальных гарантий успешно апробирован при переходе на новую методику расчета пенсий, когда из двух значений пенсии выбирается наибольшая величина, что исключает уменьшение размера пенсии. На его основе нами рассчитаны новые значения ПМ и уровня бедности для исследуемых регионов в целом и установлено, что при переходе к предложенной методике:

- среднее значение ПМ вырастет на 8,7%, а межрегиональное неравенство в обеспечении минимального дохода — до 2,53, то есть уровень доходов станет больше, а дифференциация значений ПМ — меньше по сравнению с применением метода медианного дохода;
- уровень бедности вырастет до 17,5%, а межрегиональная дифференциация уровней бедности снизится до 4,17, что выше по сравнению с методом медианного дохода.

Заключение

Новая методика расчета ПМ была принята без обсуждения в научном сообществе и не соответствует сложившимся в обществе представлениям о прожиточном минимуме, содержит внутренние противоречия. Она идет вразрез с мировой практикой расчета размеров социальных гарантий, способна породить снижение уровня жизни в проблемных регионах с высоким уровнем бедности и чрезмерный рост межрегионального неравенства доходов. Вместе с тем действующий ФЗ № 134 позволяет скорректировать методику расчета прожиточного минимума в субъектах Федерации на переходный период 2021–2025 годов, когда его величина определяется специальным постановлением правительства. На этот период предлагается использовать смешанную методику, согласно которой выбирается больший из двух показателей. Предложенный подход позволит не допустить снижения уровня жизни в условиях инфляции и чрезмерного роста межрегионального неравенства доходов в малоимущих группах населения.

Литература

1. Аганбегян А. Преодоление бедности и сокращение неравенства по доходам и потреблению в России // ЭКО. 2017. № 9. С. 66–84.
2. Бобков В., Гулюгина А., Одинцова Е., Сафронова А. Социально приемлемая потребительская корзина // Уровень жизни населения регионов России. 2019. Т. 15. № 2. С. 8–26.
3. Глуценко К. П. Об оценке межрегионального неравенства // Пространственная экономика. 2015. № 4. С. 39–58.
4. Елизаров В. В., Сеница А. Л. Бедность семей с детьми: проблемы определения и измерения, региональные особенности // Уровень жизни населения регионов России. 2018. Т. 14. № 2. С. 24–33.
5. Елисеева И., Раскина Ю. Измерение бедности в России: возможности и ограничения // Вопросы статистики. 2017. № 8. С. 70–89.
6. Зубаревич Н. Бедность в российских регионах в 2000–2017 гг.: факторы и динамика // Население и экономика. 2019. Т. 3. № 1. С. 63–74.
7. Капелюшников Р. И. Неравенство: как не примитивизировать проблему // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 117–139.
8. Лившиц В. Н., Лившиц С. В. Бедность и неравенство денежных доходов населения в России и за рубежом // Экономическая наука современной России. Часть 2. 2018. № 1. С. 49–68.
9. Лукьянова А. Л. Минимальная зарплата и минимальные зарплаты в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 1(37). С. 176–186.
10. Мареева С. Монетарное неравенство в России в социологическом измерении // Вестник Института социологии. 2020. Т. 11. № 3. С. 78–98.
11. Орловский Ю. П., Кузнецов Д. Л., Черняева Д. В. Правовое регулирование минимальной оплаты труда: препринт. Серия WP3: Проблемы рынка труда. WP3/2013/09. М.: НИУ ВШЭ, 2013.
12. Слободенюк Е., Аникин В. Где пролегает «черта бедности» в России? // Вопросы экономики. 2018. № 1. С. 104–127.
13. Тукумцев Б. Бедность и нищета работников промышленного производства // Журнал исследований социальной политики. 2008. Т. 6. № 3. С. 319–338.

14. Шабанов В. Л. Условия снижения монетарной бедности сельского населения России // Региональные агросистемы: экономика и социология. 2019. № 4. С. 158–164.
15. Anker R., Anker M. *Living Wages Around the World: Manual for Measurement*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2017.
16. Blakely T., Kawachi I. What Is the Difference Between Controlling for Mean Versus Median Income in Analyses of Income Inequality? // *Journal of Epidemiology & Community Health*. 2001. Vol. 55. No 5. P. 352–353.
17. Bruttel O. The Effects of the New Statutory Minimum Wage in Germany: A First Assessment of the Evidence // *Journal for Labour Market Research*. 2019. Vol. 53.
18. Bunyan P. The Role of Civil Society in Reducing Poverty and Inequality: A Case Study of the Living Wage Campaign in the UK // *Local Economy*. 2016. Vol. 31. No 4. P. 489–501.
19. Chiripanhura B. Median and Mean Income Analysis—Their Implications for Material Living Standards and National Well-Being // *Economic & Labour Market Review*. 2011. Vol. 5. No 2. P. 45–63.
20. Cline W. U.S. Median Household Income Has Risen More Than You Think // *Cato Journal*. 2019. Vol. 39. No 1. P. 213–228.
21. Fabo B., Belli S. S. (Un)belivable Wages? An Analysis of Minimum Wage Policies in Europe from a Living Wage Perspectives // *IZA Journal of Labor Policy*. 2017. Vol. 6. No 4.
22. Kartseva M. Poverty in the Russian Federation: Possibilities and Specifics of the Use of the AROPE Multi-Criteria Index in the Poverty Monitoring System of the Russian Federation // *Populations and Economics*. 2020. Vol. 4. No 1. P. 1–19.
23. Oshio T. Exploring the Health-Relevant Poverty Line: A Study Using the Data of 633,000 Individuals in Japan // *International Journal for Equity in Health*. 2019. Vol. 18.
24. Parker J., Arrowsmith J., Fells R., Prowse P. The Living Wage: Concepts, Contexts and Future Concerns // *Labour & Industry: A Journal of the Social and Economic Relations of Work*. 2016. Vol. 26. No 1. P. 1–7.
25. Ploszka A. The Right to Subsistence Minimum and Its Role in the Protection of People Living in Extreme Poverty—the Polish Experience // *Comparative Law Review*. 2018. Vol. 24. P. 225–248.
26. Ravallion M., Chen S. Weakly Relative Poverty // *The Review of Economics and Statistics*. 2011. Vol. 93. No 4. P. 1251–1261.
27. Spicker P. Why Refer to Poverty as a Proportion of Median Income? // *Journal of Poverty and Social Justice*. 2012. Vol. 20. No 2. P. 165–177.
28. Ven G., Valença A., Marinus W., De Jager I., Descheemaeker K., Hekman W., Teklu Mellisse B., Baijukya F., Omari M., Giller K. E. Living Income Benchmarking of Rural Households in Low-Income Countries // *Food Security*. 2020. Vol. 13. No 3.
29. Yao C., Parker J., Arrowsmith J., Carr S. The Living Wage as an Income Range for Decent Work and Life // *Employee Relations*. 2017. Vol. 39. No 6. P. 875–887.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 6, pp. 120-139

Boris V. KORNEYCHUK, Dr. Sci (Econ.), Professor. National Research University Higher School of Economics (3, Kantemirovskaya ul., Saint Petersburg, 194100, Russian Federation).
E-mail: bkorneychuk@hse.ru

New Methodology for Calculating the Subsistence Minimum: Problems of Theory and Practice

Abstract

In the Russian economy, the living wage indicator has traditionally played an important role, since it serves as the basis for calculating the minimum wage, pen-

sions, and social benefits. For a quarter of a century, the cost of living was calculated as the cost of a consumer basket in current prices and was adjusted once every three months. At the end of last year, a law was unexpectedly passed that equates the cost of living with a fixed share of the median income in the region. At the same time, the poverty line was set significantly below the generally accepted level of half the median income. It is shown that the new measuring instrument of the subsistence minimum characterizes inequality in the low-income half of the population but is unable to measure the level of poverty. Therefore, as a result of the application of the new method, the subsistence minimum will significantly decrease in poor regions and increase in rich regions—consequently, inequality in society will increase. It is also shown that the actual rise in inequality will be accompanied by a formal reduction in poverty in the backward regions due to a decrease in the poverty threshold. Another negative consequence of the new methodology will involve growth in income inequality between regions, since the previous method of calculation guaranteed equal real wages for ordinary workers in different regions.

Keywords: income regulation policy, minimum wage, relative poverty, median income, interregional income inequality.

JEL: D31, D63, I31, I32, J38.

References

1. Aganbegyan A. Preodolenie bednosti i sokrashchenie neravenstva po dokhodam i potrebleniyu v Rossii [Overcoming Poverty and Reducing Inequality in Income and Consumption in Russia]. *EKO [ECO]*, 2017, no. 9, pp. 66-84. (In Russ.)
2. Bobkov V., Gulyugina A., Odintsova E., Safronova A. Sotsial'no-priemlemaya potrebitel'skaya korzina [The Socially Acceptable Consumption Basket]. *Uroven' zhizni naseleniya regionov Rossii [Living Standards of the Population in the Regions of Russia]*, 2019, vol. 15, no. 2, pp. 8-26. DOI:10.19181/1999-9836-2019-10060. (In Russ.)
3. Gluschenko K. Ob otsenke mezhregional'nogo neravenstva [On Estimation of Inter-Regional Inequality]. *Prostranstvennaya ekonomika [Spatial Economics]*, 2015, no. 4, pp. 39-58. DOI:10.14530/se.2015.4.039-058. (In Russ.)
4. Yelizarov V., Sinitza A. Bednost' semey s det'mi: problemy opredeleniya i izmereniya, regional'nye osobennosti [Poverty of Families with Children: Problems of Definition and Measurement, Regional Characteristics]. *Uroven' zhizni naseleniya regionov Rossii [Living Standards of the Population in the Regions of Russia]*, 2018, vol. 14, no. 2, pp. 24-33. DOI:10.19181/1999-9836-2018-10012. (In Russ.)
5. Eliseeva I., Raskina Y. Izmerenie bednosti v Rossii: vozmozhnosti i ogranicheniya [Measuring Poverty in Russia: Possibilities and Limitations]. *Voprosy statistiki*, 2017, no. 8, pp. 70-89. (In Russ.)
6. Zubarevich N. Bednost' v rossiyskikh regionakh v 2000-2017 gg.: faktory i dinamika [Poverty in Russian Regions in 2000-2017: Factors and Dynamics]. *Naselenie i ekonomika [Population and Economics]*, 2019, vol. 3, no. 1, pp. 63-74. DOI:10.3897/popecon.3.e35376. (In Russ.)
7. Kapeliushnikov R. Neravenstvo: kak ne primitizirovat' problemu [Inequality: How Not to Primitivize the Problem]. *Voprosy ekonomiki*, 2017, no. 4, pp. 117-139. DOI:10.32609/0042-8736-2017-4-117-139. (In Russ.)
8. Livchits V., Livchits S. Bednost' i neravenstvo denezhnykh dokhodov naseleniya v Rossii i za rubezhom. Chast' 2 [Poverty and Inequality of Income of the Population in Russia and Abroad. Part 2]. *Ekonomicheskaya nauka sovremennoy Rossii [Economics of Contemporary Russia]*, 2018, no. 1, pp. 49-68. (In Russ.)

9. Lukiyanova A. Minimal'naya zarplata i minimal'nye zarplaty v Rossii [Minimum Wage and Minimum Wages in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, no. 1(37), pp. 176-186. (In Russ.)
10. Mareeva S. Monetarnoe neravenstvo v Rossii v sociologicheskom izmerenii [Monetary Inequality in Russia in the Sociological Dimension]. *Vestnik Instituta sotsiologii [Bulletin of the Institute of Sociology]*, 2020, vol. 11, no. 3, pp. 78-98. DOI:10.19181/vis.2020.11.3.664. (In Russ.)
11. Orlovsky Yu., Kuznetsov D., Chernyaeva D. Pravovoe regulirovanie minimal'noy oplaty truda: preprint [Legal Regulation of the Minimum Wage: Preprint]. *Seriya WP3: Problemy rynka truda [Series WP3: Labor Market Problems]*, WP3/2013/09. Moscow, Higher School of Economics, 2013. (In Russ.)
12. Slobodenyuk E., Anikin V. Gde prolegaet «cherta bednosti» v Rossii? [Locating the “Poverty Threshold” in Russia]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 1, pp. 104-127. DOI:10.32609/0042-8736-2018-1-104-127. (In Russ.)
13. Tukumtsev B. Bednost' i nishcheta rabotnikov promyshlennogo proizvodstva [Reduction of Poverty Among the Industrial Workers]. *Zhurnal issledovaniy sotsial'noy politiki [The Journal of Social Policy Studies]*, 2008, vol. 6, no. 3, pp. 319-338. (In Russ.)
14. Shabanov V. Usloviya snizheniya monetarnoy bednosti sel'skogo naseleniya Rossii [Conditions for Reducing Monetary Poverty of Rural Population in Russia]. *Regional'nye agrosistemy: ekonomika i sotsiologiya [Regional Agrosystems: Economics and Sociology]*, 2019, no. 4, pp. 158-164. (In Russ.)
15. Anker R., Anker M. *Living Wages Around the World: Manual for Measurement*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing, 2017.
16. Blakely T., Kawachi I. What Is the Difference Between Controlling for Mean Versus Median Income in Analyses of Income Inequality? *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2001, vol. 55, no. 5, pp. 352-353. DOI:10.1136/jech.55.5.352.
17. Bruttel O. The Effects of the New Statutory Minimum Wage in Germany: A First Assessment of the Evidence. *Journal for Labour Market Research*, 2019, vol. 53. DOI:10.1186/s12651-019-0258-z.
18. Bunyan P. The Role of Civil Society in Reducing Poverty and Inequality: A Case Study of the Living Wage Campaign in the UK. *Local Economy*, 2016, vol. 31, no. 4, pp. 489-501. DOI:10.1177/0269094216646993.
19. Chiripanhura B. Median and Mean Income Analysis - Their Implications for Material Living Standards and National Well-Being. *Economic & Labour Market Review*, 2011, vol. 5, no. 2, pp. 45-63.
20. Cline W. U.S. Median Household Income Has Risen More Than You Think. *Cato Journal*, 2019, vol. 39, no. 1, pp. 213-228.
21. Fabo B., Belli S. S. (Un)belivable Wages? An Analysis of Minimum Wage Policies in Europe from a Living Wage Perspectives. *IZA Journal of Labor Policy*, 2017, vol. 6, no. 4. DOI:10.1186/s40173-017-0083-3.
22. Kartseva M. Poverty in the Russian Federation: Possibilities and Specifics of the Use of the AROPE Multi-Criteria Index in the Poverty Monitoring System of the Russian Federation. *Populations and Economics*, 2020, vol. 4, no. 1, pp. 1-19. DOI:10.3897/popecon.4.e50836.
23. Oshio T. Exploring the Health-Relevant Poverty Line: A Study Using the Data of 633,000 Individuals in Japan. *International Journal for Equity in Health*, 2019, vol. 18. DOI:10.1186/s12939-019-1118-8.
24. Parker J., Arrowsmith J., Fells R., Prowse P. The Living Wage: Concepts, Contexts and Future Concerns. *Labour & Industry: A Journal of the Social and Economic Relations of Work*, 2016, vol. 26, no. 1, pp. 1-7. DOI: 10.1080/10301763.2016.1154671.
25. Ploszka A. The Right to Subsistence Minimum and Its Role in the Protection of People Living in Extreme Poverty - the Polish Experience. *Comparative Law Review*, 2018, vol. 24, pp. 225-248. DOI:10.12775/CLR.2018.009.

26. Ravallion M., Chen S. Weakly Relative Poverty. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, vol. 93, no. 4, pp. 1251-1261.
27. Spicker P. Why Refer to Poverty as a Proportion of Median Income? *Journal of Poverty and Social Justice*, 2012, vol. 20, no. 2, pp. 165-177. DOI:10.1332/175982712X652069.
28. Ven G., Valença A., Marinus W., De Jager I., Descheemaeker K., Hekman W., Teklu Mellisse B., Bajjukya F., Omari M., Giller K. E. Living Income Benchmarking of Rural Households in Low-Income Countries. *Food Security*, 2020, vol. 13, no. 3. DOI:10.1007/s12571-020-01099-8.
29. Yao C., Parker J., Arrowsmith J., Carr S. The Living Wage as an Income Range for Decent Work and Life. *Employee Relations*, 2017, vol. 39, no. 6, pp. 875-887. DOI:10.1108/ER-03-2017-0071.

СОДЕРЖАНИЕ ЖУРНАЛА ЗА 2021 ГОД

	№	Стр.
Maria Antonova, Denis Ternovsky, Wim Heijman, Jos Bijman, Lilia Nigmatullina. Farmers' Willingness to Cooperate: The Case of Tatarstan	5	96
Laurence Kotlikoff, Andrey Polbin, Andrey Zubarev. Will the Paris Accord Accelerate Climate Change?	1	8
Nikita Lychakov. The Value of Banks' Political and Business Connections in the Russian Industrialization of the 1890s and the Crisis of 1899–1902	2	136
Alexander Zyuzin. Cross-Industry Analysis of Russian Enterprise Performance: Do Concentration and Diversification Matter?	4	42
Александр Абрамов, Александр Радыгин, Мария Чернова. Капитализация фондового рынка: долгосрочные тренды и факторы развития	6	34
Абел Аганбегян. Размышления над страницами аналитического доклада «Застой-2: последствия, риски и альтернативы для российской экономики»	4	196
Джордж Акерлоф. Грехи упущения и практика экономической науки	1	104
Андрей Белых. Деятельность М. Х. Рейтерна: фактор доверия	2	118
Андрей Белых, Антон Дмитриев. Образование и происхождение: из истории гражданской службы в России в XIX веке	4	144
Александра Божечкова, Алексей Евсеев. Выявление особенностей ценообразования на данных онлайн-ритейлеров Москвы	5	62

	№	Стр.
Данила Валько. Вклад возобновляемой энергетики и налогового регулирования в сокращение эмиссии парниковых газов в странах ОЭСР: CS-ARDL-подход	5	40
Вадим Грищенко, Всеволод Остапенко, Василий Ткачев, Виктор Тунёв. Современная денежная теория (ММТ): новая парадигма или набор рекомендаций для макроэкономической политики?	3	8
Ольга Демидова, Элизат Камалова. Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты?	2	34
Александр Дерюгин, Ирина Филиппова, Игорь Арлашкин. Влияние внутрирегиональной налоговой децентрализации на развитие доходной базы регионов	2	8
Елена Добролюбова, Владимир Южаков. Диагностика качества российского государственного управления	4	170
Мария Елкина. Финансовая репрессия и эффективность финансового рынка в модели общего равновесия	3	44
Евгений Заздравных, Елена Тараскина. Удалось ли реформам здравоохранения в России уменьшить очередь к врачу?	5	118
Денис Кадочников. Переосмысливая бедность. О книге Абхиджита Банерджи и Эстер Дюфло «Экономика бедных»	5	144
Филипп Картаев, Елена Леднёва. Прозрачность монетарной политики и успешность инфляционного таргетирования	6	8
Владимир Комаров, Варвара Акимова. Стратегии устойчивой мобильности: лучшие мировые практики	1	82
Борис Корнейчук. Новая методика расчета прожиточного минимума: проблемы теории и практики	6	120

	№	Стр.
Анастасия Косякина, Екатерина Пономарева. Стоимость статистической жизни: оценки на основе концепции человеческого капитала	6	94
Дмитрий Кузнецов. Ассортимент экспорта российских предприятий и близость к локальным сравнительным преимуществам	1	56
Кирилл Кушнарев. По ту сторону сообщества. О книге Абхиджита Банерджи и Эстер Дюфло «Экономическая наука в тяжелые времена»	1	124
Анна Лукьянова. Цифровизация и гендерный разрыв в оплате труда	2	88
Иван Любимов. Экспорт услуг в развивающихся экономиках	5	76
Кристина Нестерова. Миграция, квалификация работников и экономический рост в регионах мира: анализ на модели с перекрывающимися поколениями	5	8
Алина Пишняк, Елена Горина, Ирина Корчагина, Сергей Тер-Акопов. Материальное положение россиян в условиях пандемии: влияние государственной поддержки	6	70
Анастасия Подругина. Динамика кредитной активности стран ЕС после Великой рецессии	4	8
Дарья Подшивалова. Многосторонняя конвенция: возможные проблемы правовой неопределенности	1	38
Андрей Покида, Наталья Зыбуновская. Динамика теневой занятости российского населения	2	60
Родин Рогулин. Место ИКТ и предпринимательства в формировании устойчивых цепочек поставок	4	84
Юрий Симачев, Анна Федюнина, Валерия Дубковская. Роль конкуренции в инновационной активности фирм в переходных экономиках	4	104

	№	Стр.
Ирина Стародубровская, Константин Казенин, Даниил Ситкевич. Северный Кавказ: выбор стратегических ориентиров	3	112
Александр Суринов, Артур Луппов. Неравенство в России: регионы, стоимость жизни и эквивалентный доход	3	82
Елена Федорова, Надежда Лапшина, Михаил Лазарев, Александр Бородин. Влияние информации в пресс-релизах на финансовые показатели российских компаний	3	138
Карэн Туманянц. Эластичность спроса населения на электроэнергию по доходам: нужно ли диверсифицировать тариф?	4	110
Сергей Шишкин, Александр Темницкий. Результативность введения эффективного контракта с медицинскими работниками	3	176
Юрий Эзрох. Российский рынок легкового такси: проблемы и государственное регулирование	4	138

**«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/>
- ulrichsweb.serialssolutions.com/
- <http://dlib.eastview.com/>
- <https://ideas.repec.org/>
- <http://biblioclub.ru/>
- <http://www.econbiz.de/>
- <https://e.lanbook.com/>
- <http://elibrary.ru/>
- <http://cyberleninka.ru/>
- <http://ips.science.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.