

Журнал индексируется базами данных



Russian Science
Citation Index



ABDC AUSTRALIAN
BUSINESS DEANS
COUNCIL

ULRICHSWEB™
GLOBAL SERIALS DIRECTORY



ECONBIZ
Find Economic Literature

CNKI 学术搜索
WORLD OF CNKI CNKI OF WORLD

ERIH PLUS
EUROPEAN REFERENCE INDEX FOR THE
HUMANITIES AND SOCIAL SCIENCES

ISSN 1994-5124



9 771994 512008 >

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Т. 20 № 1 ФЕВРАЛЬ 2025

ISSN 1994-5124

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 20 № 1 ФЕВРАЛЬ
2025

Οικονομία • Πολιτικά

OIKONOMIA • POLITIKA

ISSN 1994-5124

Журнал входит в перечень рецензируемых научных изданий ВАК по специальностям

5.2.1 — Экономическая теория (экономические науки)

5.2.2 — Математические, статистические и инструментальные методы в экономике (экономические науки)

5.2.3 — Региональная и отраслевая экономика (экономические науки)

5.2.4 — Финансы (экономические науки)

5.2.5 — Мировая экономика (экономические науки)

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 20 № 1 февраль 2025

Главный редактор

Сергей ДРОБЫШЕВСКИЙ, д. э. н., доцент, директор по научной работе, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара; заместитель директора по науке, Институт прикладных экономических исследований РАНХиГС (Москва, Россия)

Редакционная коллегия

Абел АГАНБЕГЯН, д. э. н., профессор, академик РАН, заведующий кафедрой экономической теории и политики, РАНХиГС (Москва, Россия)

Андрей БЕЛЫХ, д. э. н., заместитель директора Центра прикладной истории, Институт общественных наук РАНХиГС (Москва, Россия)

Наталья ВОЛЧКОВА, к. э. н., профессор, Российская экономическая школа; проректор по научной работе Всероссийской академии внешней торговли, Министерство экономического развития Российской Федерации (Москва, Россия)

Марек ДОМБРОВСКИЙ, PhD (Econ.), профессор, Центр социально-экономических исследований (Варшава, Польша)

Лоуренс КОТЛИКОФ, PhD (Econ.), профессор, Бостонский университет (Бостон, США); Национальное бюро экономических исследований (Кембридж, США)

Юрий КУЗНЕЦОВ, к. э. н., ведущий научный сотрудник, Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ (Москва, Россия)

Владимир МАУ, д. э. н., PhD (Econ.), профессор, главный научный сотрудник, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Александр РАДЫГИН, д. э. н., профессор, директор Института экономики, математики и информационных технологий, РАНХиГС (Москва, Россия)

Елена САРДАНАШВИЛИ, ответственный секретарь, АНО «Редакция журнала «Экономическая политика»» (Москва, Россия)

Андрей СИМОНОВ, PhD (Fin.), PhD (Sci.), профессор, Университет штата Мичиган (Ист-Лансинг, США); научный сотрудник, Центр по исследованиям в области экономической политики (CEPR) (Лондон, Великобритания)

Сергей СИНЕЛЬНИКОВ-МУРЫЛЕВ, д. э. н., профессор, главный научный сотрудник, Всероссийская академия внешней торговли, Министерство экономического развития Российской Федерации; научный руководитель, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Дэвид ТАРП, д. э. н., PhD (Econ.), ведущий научный сотрудник международной лаборатории исследований внешней торговли, Институт прикладных экономических исследований РАНХиГС (Москва, Россия)

Павел ТРУНИН, д. э. н., заместитель главного редактора, директор Центра изучения проблем центральных банков, РАНХиГС; руководитель научного направления «Макроэкономика и финансы», Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Марина ТУРУНЦЕВА, к. э. н., заведующий лабораторией макроэкономического прогнозирования, РАНХиГС; заведующий лабораторией краткосрочного прогнозирования, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (Москва, Россия)

Ксения ЮДАЕВА, PhD (Econ.), исполнительный директор от Российской Федерации в Международном валютном фонде (Москва, Россия)

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

© АНО «Редакция журнала «Экономическая политика»», 2025

Оіковона • Політика

OIKONOMIA • POLITIKA

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.

Редакция журнала:

Исполнительный директор	Татьяна Куликова
Научный редактор	Евгения Антонова
Литературный редактор и корректор	Алена Владыкина
Технический редактор и верстальщик	Анастасия Меерсон
Редактор английских текстов	Екатерина Курдюкова

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

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

Публикуемые материалы прошли процедуру рецензирования и экспертного отбора.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

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

The journal is registered by the Federal Service for Supervision of Communications, Information Technology, and Mass Media (ROSKOMNADZOR).

PI certificate number FS77-25546.

Editorial staff:

Executive director	TATIANA KULIKOVA
Scientific editor	EVGENIA ANTONOVA
Literary editor and proofreader	ALENA VLADYKINA
Layout editor and designer	ANASTASIA MEYERSON
English language editor	EKATERINA KURDYUKOVA

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

Published materials underwent the procedure of reviewing and expert selection.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA
ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol. 20 No. 1 February 2025

Editor-in-Chief

Sergey DROBYSHEVSKY, Dr. Sci. (Econ.), Associate Professor, Scientific Director,
Gaidar Institute for Economic Policy; Deputy Director of Research, Institute
of Applied Economic Research, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Editorial Board

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

Andrei BELYKH, Dr. Sci. (Econ.), Associate Professor, Deputy Director
of the Center for Applied History, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Natalya VOLCHKOVA, Cand. Sci. (Econ.), Professor, New Economic School;
Vice Rector, Russian Foreign Trade Academy, Ministry of Economic Development
of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

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

Laurence KOTLIKOFF, PhD (Econ.), Professor, Boston University (Boston, USA);
National Bureau of Economic Research (Cambridge, USA)

Yuriy KUZNETSOV, Cand. Sci. (Econ.), Financial Research Institute
of the Ministry of Finance of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

Vladimir MAU, Dr. Sci. (Econ.), PhD (Econ.), Professor, Chief of Research,
Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)

Alexander RADYGIN, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Head of the Institute of Economics,
Mathematics and Information Technologies, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Elena SARDANASHVILI, Executive Secretary, Editorial Board of the Journal
"Economic Policy" (Moscow, Russian Federation)

Andrei SIMONOV, PhD (Fin.), PhD (Sci.), Professor, Chairperson of the Finance
Department, Michigan State University (East Lansing, USA); Research Fellow,
Centre for Economic Policy Research (London, United Kingdom)

Sergey SINELNIKOV-MURYLEV, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Chief of Research,
Russian Foreign Trade Academy of the Ministry of Economic Development;
Research Director, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)

David TARR, Dr. Sci. (Econ.), PhD (Econ.), Chief of Research, Institute
of Applied Economic Research, RANEPA (Moscow, Russian Federation)

Pavel TRUNIN, Dr. Sci. (Econ.), Deputy Editor-in-Chief, 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)

Marina TURUNTSEVA, Dr. Sci. (Econ.), Head of the Macroeconomic Forecasting Laboratory,
RANEPA; Head of the Short-Term Forecasting Laboratory, Gaidar Institute for Economic Policy
(Moscow, Russian Federation)

Ksenia YUDAEVA, PhD (Econ.), IMF Executive Director for the Russian Federation
(Moscow, Russian Federation)

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

СОДЕРЖАНИЕ

Макроэкономика

Филипп КАРТАЕВ, Алина ГЕРЕЛИШИНА

Долгосрочная нейтральность денег:
наблюдается ли она в России? 6

Финансовые рынки

Александр КУСЛЯЙКИН

Риск синхронного падения
как ключевой фактор доходности криптовалют 30

Межбюджетные отношения

Игорь АРЛАШКИН, Александр ДЕРЮГИН, Ирина ФИЛИППОВА

Влияние межбюджетных отношений
на экономический рост в регионах 56

Экономика природопользования

Валентина КАРГИНОВА-ГУБИНОВА

Роль некоммерческих организаций
в сближении экологических характеристик территорий 84

Экономическая история

Ярослава ТРОФИМОВА

Германский путь к фискальному федерализму 106

CONTENTS

Macroeconomics

Philipp KARTAEV, Alina GERELISHINA

Is There Long-Run Monetary Neutrality in Russia? **6**

Financial Markets

Aleksandr KUSLIAIKIN

Downside Market Risk:

A Key Determinant of Cryptocurrency Returns **30**

Public Funding Interrelations

Igor ARLASHKIN, Alexander DERYUGIN, Irina FILIPPOVA

The Influence of Intergovernmental Fiscal Relations
on Regional Economic Growth **56**

Economics of Environmental Management

Valentina KARGINOVA-GUBINOVA

Using Non-profit Organizations

to Reduce Regional Variation in Environmental Quality **84**

Economic History

Yaroslava TROFIMOVA

The German Path to Fiscal Federalism **106**

Макроэкономика

Долгосрочная нейтральность денег: наблюдается ли она в России?

Филипп Сергеевич Картаев*ORCID: 0000-0001-5973-3776*

Доктор экономических наук, доцент,
заведующий кафедрой микро-
и макроэкономического анализа,
экономический факультет,
Московский государственный университет
им. М. В. Ломоносова (РФ, 119991, Москва,
Ленинские Горы, 1, стр. 46)
E-mail: kartaev@gmail.com

Алина Константиновна Герелишина*ORCID: 0000-0002-5190-2376*

Старший преподаватель кафедры
общей экономической теории,
Московская школа экономики,
Московский государственный университет
им. М. В. Ломоносова
(РФ, 119234, Москва,
Ленинские Горы, 1, стр. 61)
E-mail: alinagerelishina@gmail.com

Аннотация

В соответствии с традиционным подходом деньги в долгосрочном периоде нейтральны. Простейшая формулировка гипотезы долгосрочной нейтральности заключается в том, что постоянные изменения в денежной массе не имеют долговременных последствий для реального уровня выпуска и отражаются лишь в повышении цен. Однако, несмотря на теоретическую привлекательность такой концепции для экономической науки, эмпирические данные о нейтральности денег неоднозначны, что вызывает дискуссии по поводу выбора целевого ориентира денежно-кредитной политики. Целью настоящей работы является эконометрическая проверка гипотезы о долгосрочной нейтральности и супернейтральности денег в России. В статье рассмотрено долгосрочное влияние динамики различных денежных агрегатов на реальный выпуск и его компоненты: расходы на конечное потребление домашних хозяйств, расходы на конечное потребление органов государственного управления и валовое накопление. Результаты расчетов показывают, что для экономики России в период с 1995 по 2023 год обе гипотезы в целом не могут быть отклонены — деньги нейтральны и даже супернейтральны. Данный вывод устойчив и относится к различным денежным агрегатам. Это означает, что денежная экспансия, скорее всего, не приведет к увеличению производства в долгосрочной перспективе, а лишь вызовет рост цен. В исследовании не выявлено свидетельств работы инвестиционного канала ненейтральности, а аргумент в пользу смягчения монетарной политики ради стимулирования инвестиционного экономического роста не подтверждается данными. Основываясь на полученных результатах, можно сделать вывод, что лучшим вкладом Банка России в создание условий для экономического роста является поддержание низкой и стабильной инфляции.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, нейтральность денег, супернейтральность денег, экономический рост.

JEL: C22, E52, O42.

Macroeconomics

Is There Long-Run Monetary Neutrality in Russia?

Philipp S. Kartaev

ORCID: 0000-0001-5973-3776

Dr. Sci. (Econ.), Associate Professor,
Head of the Department of Micro- and
Macroeconomic Analysis, Faculty of Economics,
Lomonosov Moscow State University,^a
e-mail: kartaev@gmail.com

Alina K. Gerelishina

ORCID: 0000-0002-5190-2376

Senior Lecturer at the Department of General
Economic Theory, Moscow School of Economics,
Lomonosov Moscow State University,^b
e-mail: alinagerelishina@gmail.com

^a 1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119991,
Russian Federation

^b 1–61, Leninskie Gory, Moscow, 119234,
Russian Federation

Abstract

One theoretical tradition holds that money is neutral in the long run. Although the neutrality of money is an attractive doctrine in economics, the empirical evidence for it is somewhat ambiguous; this uncertainty opens up debate about how to choose the target for monetary policy. The purpose of this paper is to apply econometric analysis to test the hypothesis that money exhibits long-term neutrality and superneutrality in Russia. The article considers the long-term impact on real output and its components (consumption, government expenditure, and gross investment) from permanent shocks to various monetary aggregates. The resulting calculations show that, for the Russian economy from 1995 to 2023, neither hypothesis can be rejected in general — money is neutral and even superneutral. This conclusion is robust across different monetary aggregates. This means that monetary expansion is unlikely to increase production in the long term but will merely result in higher prices. The study found no evidence that non-neutrality was a factor in the investment channel. Therefore, the position that aggressive easing of monetary policy stimulates investment-driven economic growth is not supported by the data. The best way for the Central Bank of Russia to provide conditions conducive to economic growth would be to ensure low and stable inflation.

Keywords: monetary policy, monetary neutrality, monetary superneutrality, economic growth.

JEL: C22, E52, O42.

Введение

Лауреат Нобелевской премии американский экономист Роберт Лукас писал: «Противостояние двух несовместимых взглядов — о том, что изменения в денежной массе являются нейтральными, и том, что они вызывают сдвиги в занятости и производстве, — уже давно находится в центре монетарной теории...» [Lucas, 1996. Р. 664]. В соответствии с традиционным подходом в долгосрочном периоде времени деньги нейтральны. Простейшая формулировка гипотезы долгосрочной нейтральности заключается в том, что постоянные изменения в денежной массе не имеют долговременных последствий для реального уровня выпуска и отражаются лишь в повышении цен. С долгосрочной нейтральностью также связана долгосрочная супернейтральность денег, которая возникает, когда постоянные экзогенные изменения в темпах роста денежной массы оставляют уровень реального выпуска неизменным. Не все исследователи, поддерживающие концепцию нейтральности денег, признают также и супернейтральность [Моисеев, 2018], но в большинстве традиционных макроэкономических моделях наблюдаются оба этих свойства денег.

Вопреки консенсусу в мейнстримной экономической теории, эмпирические данные по поводу нейтральности денег не столь однозначны: в то время как некоторые исследования находят доказательства их нейтральности [Bae, Ratti, 2000; Boschen, Otrok, 1994; Haug, Lucas, 1997; Iranmanesh, Jalaei, 2021; Noriega, 2004; Serletis, Krause, 1996; Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006], другие обнаруживают, что динамика денежной массы в действительности оказывает влияние на реальную экономическую деятельность в долгосрочной перспективе [Jorda et al., 2020; Moran, Queralto, 2018; Noriega, 2004; Vary, 2021; Wallace, Shelley, 2007]. При этом влияние увеличения денежной массы на реальный сектор для разных стран и разных периодов времени может быть как положительным, так и отрицательным. Результаты моделирования могут зависеть от методики исследования, выбранных номинальных и реальных показателей, стадии экономического развития рассматриваемых стран, временного периода, наличия структурных сдвигов и др.

Неоднозначность эмпирических результатов стимулирует дискуссию в академическом и экспертном сообществах по поводу выбора целевого ориентира денежно-кредитной политики (далее — ДКП). Этот выбор, очевидно, зависит от ответа на вопрос, являются ли деньги нейтральными. Идеология приоритета цено-

вой стабильности, которую разделяет большинство современных центральных банков, явным образом опирается на концепцию нейтральности денег. Если же гипотеза о нейтральности не подтверждается, то, возможно, цель ДКП могла бы быть скорректирована.

Эта дискуссия важна для России, где в условиях структурной трансформации экономики остро стоит и проблема борьбы с инфляцией, и проблема обеспечения условий для экономического роста. Поэтому авторам настоящей работы представляется важным выяснить, в какой степени предположения о нейтральности и супернейтральности денег соответствуют российским данным.

В связи со сказанным целью данной работы является эконометрическая проверка гипотез о долгосрочной нейтральности и супернейтральности денег в России.

Статья имеет следующую структуру. В первом разделе рассматриваются каналы ненейтральности, то есть выявляются потенциальные теоретические соображения о том, что деньги в долгосрочной перспективе могут влиять на реальный сектор. Во втором разделе содержится обзор результатов эмпирического тестирования нейтральности денег в разных странах. Существует широкий пласт литературы, в котором ненейтральность тестируется преимущественно на основе подхода [Fisher, Seater, 1993] (этот подход в литературе получил название методология FS, подход FS). В третьем разделе описаны наша эмпирическая стратегия, адаптирующая подход FS для России, и используемые данные. В четвертом разделе приводятся результаты моделирования и их обсуждение.

1. Обзор теоретических представлений о потенциальной ненейтральности денег

Теоретические представления о долгосрочной ненейтральности денег можно найти в исследованиях представителей школы посткейнсианцев [Vary, 2021. Р. 3]. Подробный обзор посткейнсианской теории представлен, например, в статьях [Розмаинский, 2006; 2010], а также в обзорной части работы [Vary, 2021]. Нарушение монетарной нейтральности в долгосрочном периоде может быть вызвано особенностями подстройки цен и специфическими эффектами взаимодействия совокупного спроса и совокупного предложения. Согласно посткейнсанским взглядам колебания совокупного спроса определяют производственные возможности экономик. Изменения потенциального уровня выпуска, в свою очередь, могут быть обусловлены реакцией инвестиционных расходов (инвестиционный канал) и связанными с ними технологи-

ческими инновациями (технологический канал), а также гистерезисом на рынке труда (канал рынка труда).

Реализация ненейтральности через действие инвестиционного канала нашла отражение в теории переключающегося режима воспроизводства (далее — ПРВ), разрабатываемой группой ученых Института экономики РАН под руководством академика В. И. Маевского. Базовая идея объяснения долгосрочной ненейтральности денег в рамках модели ПРВ заключается в расширении инвестиционного денежного потока в ответ на денежную эмиссию. Кредитная эмиссия увеличивает объемы инвестиционных расходов, которые, в свою очередь, с некоторой задержкой увеличивают основной капитал, занятость и совокупный продукт (выпуск). Таким образом, согласно ПРВ часть эмитируемых денег трансформируется в дополнительный капитал. Эту предпосылку сторонники теории ПРВ называют «феномен капитализации денег» [Маевский, 2021], представляющий гетеродоксальный взгляд на долгосрочную ненейтральность денег.

В работе [Vary, 2021] при помощи гибридной агент-ориентированной модели показано, что основным механизмом ненейтральности денег является взаимодействие совокупного спроса и совокупного предложения. Долгосрочный эффект ДКП действительно проявляется значительно сильнее, если в модель добавляется нелинейная корректировка цен, однако сам по себе механизм нелинейной корректировки цен не способен генерировать долгосрочные эффекты в ответ на монетарные шоки.

Долгосрочный эффект ДКП как результат взаимодействия спроса и предложения также выявлен в работе [Jorda et al., 2020]. Исследование проводилось по 17 странам с развитой экономикой за 125 лет (1890–2015). По результатам исследования в ответ на экзогенный негативный шок ДКП объем производства падает и не возвращается к своему предшоковому тренду даже двенадцать лет спустя. Для идентификации возможных каналов передачи ненейтральности в исследовании применяется декомпозиция выпуска на капитальные затраты (запас капитала), затраты труда (отработанное время) и совокупную факторную производительность (далее — СФП). В работе показано, что негативный шок ДКП снижает объем производства и временно замедляет рост СФП. В свою очередь, замедление роста СФП приводит к постоянному снижению уровня производства и капитала, даже несмотря на то что труд быстро возвращается к стационарному равновесию. Таким образом, исследование [Jorda et al., 2020] демонстрирует, что именно СФП — ключевой фактор в понимании причин ненейтральности ДКП.

Аналогичный [Jorda et al., 2020] канал ненейтральности для экономики США идентифицирован в работе [Moran, Queralto, 2018]. В исследовании показано, что положительный монетарный шок с некоторым лагом отражается «горбатой» динамикой СФП. Положительное влияние со временем затухает, однако остается хоть и незначительным, но статистически значимым даже через пятнадцать лет.

2. Обзор эмпирических результатов тестирования нейтральности денег

Эмпирическое тестирование гипотезы нейтральности денег в долгосрочном периоде представляет собой технически сложную задачу, так как требует корректного разделения краткосрочного влияния ДКП на циклические колебания выпуска (в существовании которого никто не сомневается) и долгосрочных последствий политики денежных властей [Bullard, 1999; King, Watson, 1997; Lucas, 1972; Sargent, 1971]. С развитием эконометрических методов возможности идентификации нейтральности ДКП значительно расширились. Девяностые годы XX века стали бумом в развитии различных подходов к тестированию нейтральности ДКП. В это время появилась фундаментальная работа [Fisher, Seater, 1993], в которой были представлены валидные тесты для проверки гипотезы о долгосрочной ненейтральности денег: данный подход является ярким примером упрощенного способа идентификации указанного явления и демонстрирует, что при определенных допущениях нейтральность (и/или супернейтральность) денег можно проверить при помощи обычной долгосрочной регрессии изменения выпуска на изменение денежной массы (или ее темпа прироста). Методология FS подразумевает предпосылку об экзогенности денежного предложения, кроме этого необходимыми условиями применимости метода являются нестационарность рассматриваемых номинальных и реальных переменных и ограничения на их порядок интегрированности. В работе [Fisher, Seater, 1993] применение этого подхода на годовых данных по США за период с 1869 по 1975 год показало, что увеличение денежной массы, измеренной при помощи денежного агрегата M2, стимулирует экономический рост, — гипотеза о долгосрочной нейтральности отвергается.

Относительная простота реализации методологии FS привела к большому количеству эмпирических исследований влияния монетарных шоков на реальную экономическую активность как в развитых, так и в развивающихся странах (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

Эмпирические результаты тестирования нейтральности денег

T a b l e 1

Empirical Results of Money Neutrality Tests

Работа	Страны в выборке и временной диапазон	Номинальные показатели	Нейтральность (или супернейтральность)	
			да, деньги нейтральны	нет, деньги не являются нейтральными
[Iranmanesh, Jalae, 2021]	Иран (1979-2018)	M1	Да	
[Puah et al., 2008]	Индонезия (1965–2002), Малайзия (1950–2002), Мьянма (1950–2002), Непал (1964–2002), Сингапур (1963–2002), Таиланд (1953–2002), Тайвань (1951–2002), Филиппины (1950–2002), Шри-Ланка (1950–2002), Южная Корея (1953–2002)	M1	Да: Малайзия, Мьянма, Непал, Сингапур, Филиппины, Южная Корея	Нейтральность: Нет: Индонезия, Таиланд, Тайвань Супернейтральность: Нет: Сингапур
[Shelley, Wallace, 2003; Wallace, Shelley, 2007]	Мексика (1932–2001)	M2, M3		Нет
[Wallace, 2005; Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006]	Гватемала (1950–2001)	M1, M2	Да	
[Wallace, Shelley, 2004]	Никарагуа (1960–1999)	M2	Нейтральность: Да	Супернейтральность: Нет
[Noriega, 2004]	Австралия (1870–1997), Аргентина (1884–1996), Бразилия (1912–1995), Великобритания (1871–2000), Дания (1871–1997), Италия (1870–1997), Канада (1870–2001), Мексика (1931–2000), США (1869–2000), Швеция (1871–1988)	M2 Великобритания (M4), Мексика (M1 и M2), США (M1)	Нейтральность: Да: Канада, Мексика (M2), Бразилия, Швеция	Нейтральность: Нет: Аргентина, Мексика (M1), Австралия, Великобритания, Италия Супернейтральность: Нет: Бразилия, Мексика (M2)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Работа	Страны в выборке и временной диапазон	Номинальные показатели	Нейтральность (или супернейтральность)	
			да, деньги нейтральны	нет, деньги не являются нейтральными
[Bae, Ratti, 2000]	Аргентина (1884–1996), Бразилия (1912–1995)	M2	Нейтральность: Да	Супернейтральность: Нет
[Sanchez-Fung, 2000]	Доминиканская Республика (1950–1997)	M1		Супернейтральность: Да
[Leong, McAleer, 2000]	Австралия (1975–1995)	M1, M3	Да: для M1	Нет: для M3
[Coe, Nason, 1999]	США (1869–1997)	Денежная база и широкая денежная масса M2	Да: для денежной базы	Нет: для денежной массы
	Великобритания (1870–1985)		Да	
[Wallace, 1999]	Мексика (1932–1992)	M1, M2	Да	
[Haug, Lucas, 1997]	Канада (1914–1994)	M2	Да	
[Olekalns, 1996]	Австралия (1900–1993)	M2, M3	Да: для M2	Нет: для M3
[Serletis, Krause, 1996]	Австралия (1870–1970), Великобритания (1870–1985), Германия (1870–1970), Дания (1870–1975), Италия (1870–1975), Канада (1870–1975), Норвегия (1870–1975), США (1870–1975), Швеция (1870–1975), Япония (1885–1962)	M2	Да	
[Boschen, Otrok, 1994]	США (1869–1992)	M2	Да: для периодов 1869–1929 и 1949–1992	Нет: для периода 1869–1992
[Fisher, Seater, 1993]	США (1869–1975)	M2		Нет

Примечание. В работе [Serletis, Krause, 1996] применение методики FS для Германии и Японии невозможно ввиду стационарности временных рядов.

Источник: составлено авторами.

После выхода [Fisher, Seater, 1993] одна за другой стали появляться работы по исследованию влияния монетарных шоков на экономику США. Анализируя разные временные диапазоны и номинальные переменные, авторы часто приходили к про-

тиворечивым выводам. Так, в [Boschen, Otrok, 1994] разделение временного периода на две подвыборки — 1869–1929 и 1940–1992 годы — позволило прийти к выводу, что ненейтральность, полученная в [Fisher, Seater, 1993], может быть продиктована наличием в данных аномального периода — Великой депрессии, исключение или учет которой уже не дает возможности отказаться от гипотезы о нейтральности денег в долгосрочном периоде. Несколько позже авторы исследования [Coe, Nason, 1999] продемонстрировали, что результаты тестирования на нейтральность для США (1960–1997) могут быть чувствительны к выбранным денежным показателям. Расчеты показали, что применение широкой денежной массы (M_2) действительно позволяет отклонить гипотезу о нейтральности денег в долгосрочном периоде, в то время как денежная база остается нейтральной. К иным выводам пришли авторы статьи [Serletis, Krause, 1996], показав, что денежная масса (M_2) оказалась нейтральной для экономики США.

Противоречащие друг другу результаты для широкого (M_3) и узкого (M_1) денежного агрегата были получены в [Leong, McAleer, 2000; Olekalns, 1996; Serletis, Krause, 1996] для экономики Австралии за период с 1900 по 1994 год. Нейтральность подтверждается только для денежного агрегата M_1 . Отметим, что в [Olekalns, 1996] использование фиктивных переменных на периодах Великой депрессии и Второй мировой войны не отразилось на качественных результатах. В свою очередь, в [Serletis, Krause, 1996] было показано, что для денежного показателя M_2 в Австралии гипотеза о долгосрочной нейтральности не может быть отвергнута.

Такие страны, как Великобритания, Дания, Италия, Канада, Норвегия, Швеция, характеризуются нейтральностью денежной массы (M_2) относительно реального ВВП на протяжении XX века [Coe, Nason, 1999; Haug, Lucas, 1997; Serletis, Krause, 1996]. Нейтральность в Великобритании достаточно устойчива как к структурным изменениям [Haug, Lucas, 1997], так и к выбору денежных агрегатов [Coe, Nason, 1999].

На рубеже XX и XXI веков стали появляться работы по Латинской Америке. Интерес авторов во многом был обусловлен спецификой рассматриваемых стран из-за наличия экстремальных условий развития экономик (военные перевороты, банковские кризисы, гражданские войны, политические потрясения, гиперинфляция и т. п.), которые могли отразиться на результатах тестирования нейтральности.

Работы [Wallace, 1999; 2005; Wallace, Shelley, 2004] демонстрируют, что монетарный шок для таких стран, как Гватемала (1950–

2001), Мексика (1932–1992) и Никарагуа (1960–1999), является нейтральным относительно реального выпуска как для широкого (M2), так и для узкого (M1) денежного агрегата и денежной базы. В исследовании [Shelley, Wallace, 2003] при рассмотрении экономики Мексики на более длинном временном горизонте (1932–2001) получено подтверждение наличия долгосрочной ненейтральности денег. Этот результат связывают с наличием структурных сдвигов, однако в более поздней работе [Wallace, Shelley, 2007] те же авторы уже используют полученную ненейтральность как данность.

Нейтральность денег в долгосрочном периоде была установлена для экономики Аргентины (1884–1996), Бразилии (1912–1995) и Доминиканской Республики (1950–1997). Однако тестирование супернейтральности для этих стран уже показало неоднозначные результаты. Авторы статьи [Bae, Ratti, 2000] зафиксировали, что по экономикам Аргентины и Бразилии увеличение темпов роста денежной массы снижает уровень выпуска в долгосрочной перспективе, свидетельствуя против гипотезы о супернейтральности денег по отношению к реальному ВВП. Структурные изменения, связанные с периодом Великой депрессии и крупными банковскими кризисами, качественно не отразились на результатах тестирования гипотезы о супернейтральности денег для этих стран. Доминиканская Республика, напротив, характеризуется супернейтральностью денег, измеренных денежным агрегатом M1¹.

Эмпирические данные по странам Юго-Восточной Азии [Ruah et al., 2008] подтвердили нейтральность денег (M1) для таких стран, как Малайзия (1950–2002), Мьянма (1950–2002), Непал (1964–2002), Сингапур (1963–2002), Филиппины (1950–2002), Южная Корея (1953–2002). Однако для Индонезии (1965–2002), Таиланда (1953–2002) и Тайваня (1951–2002) были найдены серьезные основания для отказа от гипотезы о нейтральности денег. Кроме этого, авторам удалось идентифицировать отклонение от гипотезы о супернейтральности денег для экономики Сингапура.

Предположив, что влияние денег может отличаться в зависимости от выбранного реального показателя, методологию FS стали применять к дезагрегированным реальным переменным. В работе [Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006] было показано, что для реального ВВП, потребительских и государственных расходов Гватемалы деньги (M1 и M2) нейтральны. Однако для ин-

¹ Sanchez-Fung J. Monetary Neutrality in Developing Economies: The Case of the Dominican Republic // Retrieved From Society of Policy Modelling. 2000. <http://www.journalofpolicymodels.com/jose.shtml>.

вестиционных расходов был получен положительный коэффициент при изменениях денежной массы (до десятого лага). Для Никарагуа [Wallace, Shelley, 2004] в качестве реальных переменных помимо ВВП рассматривались шесть секторов экономики (сельское хозяйство, торговля, строительство, промышленное производство, услуги и государственный сектор). Супернейтральность денег ($M2$) для всех реальных переменных не подтвердилась: в ответ на увеличение темпа прироста денежной массы госзакупки увеличиваются, а реальные ВВП и потребление — уменьшаются. Экономика Мексики также была рассмотрена для дезагрегированных реальных переменных (десять отраслей промышленности) в работе [Wallace, Shelley, 2007]. В результате проведенных расчетов гипотеза о нейтральности денег отвергалась для реального ВВП и половины рассматриваемых промышленных отраслей (металлургии, сталелитейной, цементной, сахарной, табачной). Причем большинство оценок коэффициентов в соответствующих регрессиях отрицательны, то есть рост количества денег вел к сокращению выпуска. Реальный ВВП и реальное производство в промышленном секторе экономики Ирана за период с 1979 по 2018 год оказались нейтральными к изменениям в денежном агрегате $M1$ [Iranmanesh, Jalaei, 2021]. В свою очередь, гипотеза о нейтральности денег для денежных агрегатов $M2$ и $M3$ относительно промышленного производства не нашла своего подтверждения.

Выводы относительно нейтральности (и/или супернейтральности), согласно методологии FS, чувствительны к порядку интегрированности рассматриваемых переменных и, соответственно, методике ее определения. В работе [Noriega, 2004] на примере нескольких стран наглядно демонстрируется, что способ определения порядка интегрированности кардинальным образом отражается на итоговых результатах. Так, например, для Австралии, Великобритании и Италии найдены свидетельства о положительном влиянии денег на экономический рост, а для Аргентины и Мексики, наоборот, данное влияние отрицательное. Поведение временных рядов для экономики США ($M1$) и Дании ($M2$) в этой работе было определено как стационарное относительно тренда, что не позволило провести расчет по методологии FS. Подобные результаты вступают в некоторое противоречие с исследованиями других авторов, подчеркивая важность этапа определения порядка интегрирования в методологии FS.

Таким образом, полученные выводы неоднозначны с точки зрения эффективности широких и узких денежных агрегатов, анализируемых стран и временных периодов и учета структурных

сдвигов. Кроме этого, в случае отказа от гипотезы о нейтральности или супернейтральности денег в рассматриваемых работах нет единого мнения относительно направления влияния.

Несмотря на то что в литературе есть большое количество исследований для широкого спектра стран, для России тестирование долгосрочной нейтральности денег с применением методологии FS пока не проводилось. Возможно, это было связано с существовавшим ограничением по доступности макроэкономических показателей, необходимых для тестирования долгосрочной нейтральности. Длина рядов данных в России значительно короче, чем в Бразилии, Канаде, США и ряде других стран, что осложняет получение надежных оценок коэффициентов в долгосрочных регрессиях FS. Однако в настоящий момент доступны временные ряды по основным показателям с 1995 по 2023 год, что в целом можно считать достаточным для осуществления требуемых оценок. Так, например, авторы [Bullard, Keating, 1995] отметили, что минимальный временной диапазон для проведения анализа на нейтральность денег в долгосрочном периоде составляет 25 лет. Ограниченный характер данных также лишает возможности учесть структурные изменения, с которыми столкнулась экономика России за рассматриваемый период. Однако, как показывает практика применения методологии FS, лишь для немногих стран учет структурных изменений кардинальным образом отразился на результатах исследований.

Другим ограничением применения методологии FS для России является наличие предпосылки об экзогенности темпов прироста денежной массы. Выполнение этого предположения в России может зависеть от выбранного временного диапазона. Так, при достаточно большом количестве лагов предпосылка об экзогенности динамики денежных агрегатов в российской экономике может выполняться, однако на более коротких горизонтах данное предположение уже может ставиться под сомнение. Подробное обсуждение этого вопроса приводится в работах [Малкина, Моисеев, 2015; Трунин, Ващелюк, 2015]. В перспективе целесообразно проверить устойчивость выводов, полученных в рамках методологии FS, при помощи альтернативных методов.

В настоящей работе рассмотрено долгосрочное влияние постоянных шоков различных денежных агрегатов на реальный объем выпуска, расходы на конечное потребление домашних хозяйств, расходы на конечное потребление органов государственного управления и валовое накопление в России. Применение FS-теста на дезагрегированных данных позволит сформировать представление об источниках ненейтральности денег, а также объяснить

механизмы и каналы передачи ненейтральности в реальную экономику. Подобный подход дезагрегации реальных переменных применялся в работе [Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006] по экономике Гватемалы.

3. Эмпирическая стратегия и данные

Эмпирическая стратегия

Тестирование на нейтральность и супернейтральность мы проводим используя общепринятую методологию FS. В зависимости от порядка интегрирования реальных $\langle y \rangle$ и номинальных переменных $\langle m \rangle$ FS предлагают несколько вариантов тестирования нейтральности и супернейтральности. Рассмотрим два самых важных случая: $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 1$ и $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 2$. Отметим, что y и m — натуральные логарифмы переменных. В статье FS y — реальный выпуск, а m — денежная масса $M2$. Отметим, что выбор анализируемых переменных зависит от целей исследования.

Если номинальные и реальные переменные имеют первый порядок интегрирования $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 1$, то для тестирования нейтральности необходимо оценить следующее уравнение:

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt}, \quad (1)$$

где $k = 0, 1, \dots, 7$.

Здесь и в следующем уравнении $k + 1$ — длина периода, для которого измеряется воздействие денежной массы на переменную реального сектора. Количество имеющихся в нашем распоряжении наблюдений позволило оценить модель для k в пределах от 0 до 7.

В случае если значение коэффициента b_k становится настолько малым, что его нельзя отличить от нуля, можно сделать вывод о нейтральности рассматриваемых номинальных показателей.

Если реальные переменные имеют первый порядок интегрирования $\langle y \rangle = 1$, а номинальные на один порядок выше $\langle m \rangle = 2$, то гипотеза о долгосрочной нейтральности не может быть отклонена. В свою очередь, оценив уравнение (2), можно проверить гипотезу о супернейтральности:

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1}) + e_{kt}, \quad (2)$$

где $k = 0, 1, \dots, 7$.

В этом случае значимое отклонение от нуля коэффициента b_k в уравнении (2) дает основание отклонить гипотезу о супернейт-

ральности денег в долгосрочном периоде. Если же коэффициент b_k в уравнениях (1) или (2) оказывается незначимым, то следует сделать вывод о нейтральности или супернейтральности денег соответственно.

Данные

В работе используются годовые данные по экономике России за период с 1995 по 2023 год. В качестве реальных переменных были взяты ВВП в постоянных ценах (Y), а также его компоненты: расходы на конечное потребление домашних хозяйств (далее — потребительские расходы, C), расходы на конечное потребление органов государственного управления (далее — государственные расходы, G) и валовое накопление (далее — инвестиции, I) в млрд руб.² Источник информации — Федеральная служба государственной статистики, Росстат³. Ввиду коррекции методологии расчета ВВП Росстатом внутри анализируемого периода временные ряды были «склеены» при помощи домножения более старых данных на соответствующие коэффициенты таким образом, чтобы во время перехода с одной методологии на другую показатель, рассчитанный по разным методологиям, оказался одинаковым. Эта процедура является вынужденной, так как в противном случае было бы невозможно получить достаточное количество точек для оценки интересующих нас долгосрочных эффектов. Мы проверили, что выбор конкретного способа совмещения рядов не влияет на итоговые выводы. Это во многом обусловлено тем, что в конечном счете нас интересуют не уровни переменных, а их логарифмические темпы прироста, которые лишь незначительно меняются для малого количества наблюдений вблизи точки смены методологии.

В качестве номинальных показателей были выбраны денежные агрегаты ($M0$, $M1$, $M2$) и широкая денежная база (B) (показатели в млрд руб.). Источники информации — Банк России⁴, а также информационный сайт [cbonds.ru](https://cbr.ru/).

В соответствии с подходом FS далее в работе все показатели используются в натуральных логарифмах.

4. Результаты исследования

Применение методологии FS требует определения порядка интегрированности рассматриваемых переменных. К сожалению,

² До 1998 года — трлн руб.

³ <https://rosstat.gov.ru/>.

⁴ Банк России: <https://www.cbr.ru/>.

стандартные тесты на единичные корни в случае их применения для коротких временных рядов обладают низкой мощностью и чувствительны к лаговой спецификации. Так, например, применение теста Дики — Фуллера осложняется выбором порядка авторегрессии (количества лагов). Отсутствие единого подхода в определении количества лагов потенциально может отражаться на выводах о стационарности рассматриваемых временных рядов. Похожие трудности возникают и с другими тестами на единичный корень. Чтобы смягчить эту проблему, в большинстве работ, в которых используется методология FS, применяется нескольких тестов на стационарность [Bae, Ratti, 2000; Serletis, Krause, 1996; Wallace, 2005; Wallace, Shelley, 2004; 2007;]. Мы тоже применяли два теста: идентификация порядка интегрирования осуществлялась с использованием расширенного теста Дики — Фуллера (далее — ADF) и теста Квятковского — Филлипса — Шмидта — Шина (далее — KPSS).

Порядок интегрированности таких показателей, как выпуск, потребительские, государственные и инвестиционные расходы, равняется единице (табл. 2.) Порядок интегрированности денежных агрегатов M0, M1 и M2 равняется двум, что согласуется с результатами предыдущих исследований по развивающимся странам [Bae, Ratti, 2000; Noriega, 2004; Puah et al., 2008]. Ввиду неоднозначности порядка интегрированности широкой денежной базы (B) этот показатель был исключен из рассмотрения.

Т а б л и ц а 2

Порядок интегрированности переменных

T a b l e 2

Integration Order

Переменная	ADF (критерий AIC)	ADF (критерий BIC)	KPSS
Y	I(1)	I(1)	I(1)
C	I(1)	I(1)	I(1)
G	I(1)	I(1)	I(1)
I	I(1)	I(1)	I(1)
M2	I(2)	I(2)	I(2)
M1	I(2)	I(2)	I(2)
M0	I(2)	I(2)	I(2)

Примечание. Спецификация всех тестов подразумевает наличие константы.
Источник: расчеты авторов.

Согласно методологии FS в случае, если $\langle m \rangle = 2$, а $\langle y \rangle = 1$, гипотеза о нейтральности денег не может быть отвергнута. Таким образом, можно предположить, что для экономики России в рассматриваемый период времени деньги были нейтральны в долгосрочном периоде времени.

Разный порядок интегрированности реальных и номинальных показателей позволяет проверить гипотезу о супернейтральности (табл. 3). Ввиду относительно ограниченной длины анализируемого периода расчет откликов был произведен до восьмого лага ($K = 8$). Мы использовали робастные к гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки. Для проверки устойчивости полученных результатов также были применены бутстреп доверительные интервалы [Coe, Nason, 2003; Wallace, Shelley, 2007].

Графические результаты исследования представлены в приложении (рис. П1–П3), где демонстрируются долгосрочные функции импульсного отклика переменных реального сектора экономики на изменение динамики различных денежных агрегатов. Если доверительный интервал для импульсного отклика содержит ноль, то невозможно отвергнуть гипотезу о супернейтральности.

Полученные оценки показывают, что для экономики России в целом деньги супернейтральны в долгосрочном периоде. Данный вывод устойчив к выбору денежного агрегата и сохраняется не только для совокупного выпуска, но и для отдельных его компонент. Исключение составляют лишь потребительские расходы, для которых часть коэффициентов b_k оказываются значимыми и отрицательными. Иными словами, мы наблюдаем некоторые свидетельства в пользу того, что ускорение темпов роста предложения денег может негативно сказываться на потреблении в долгосрочной перспективе (особенно заметно это влияние для узких денежных агрегатов $M0$ и $M1$). Подобный результат мог быть продиктован чувствительностью расходов на потребление к структурным изменениям экономики, которые мы не могли учесть из-за ограниченности выборки. Обзор эмпирических исследований по этой теме, представленный выше, демонстрирует, что отклонение гипотезы о нейтральности (или супернейтральности) может быть связано с наличием структурных сдвигов в экономике, которые смещают оценки коэффициентов либо в положительную, либо в отрицательную область. К сожалению, временные ряды данных по России еще недостаточно длинны для того, чтобы можно было разбить выборку на несколько промежутков, заведомо не содержащих структурных сдвигов.

Т а б л и ц а 3

Оценки коэффициента b_k для реальных переменных Y, C, I, G

T a b l e 3

Coefficient b_k for Real Variables Y, C, I, G

Перемен- ные	Лаги	$\Delta M0$	$\Delta M1$	$\Delta M2$	Перемен- ные	Лаги	$\Delta M0$	$\Delta M1$	$\Delta M2$
Y	K = 1	0,056 (0,074)	0,010 (0,070)	0,040 (0,047)	C	K = 1	-0,057 (0,094)	-0,124 (0,080)	-0,137*** (0,049)
	K = 2	0,094 (0,069)	0,010 (0,079)	0,054 (0,056)		K = 2	-0,083 (0,075)	-0,187*** (0,064)	-0,146** (0,063)
	K = 3	-0,005 (0,095)	-0,105 (0,087)	-0,008 (0,087)		K = 3	-0,318*** (0,108)	-0,380*** (0,111)	-0,317*** (0,111)
	K = 4	-0,061 (0,122)	-0,126 (0,115)	-0,015 (0,145)		K = 4	-0,399* (0,197)	-0,422** (0,187)	-0,364 (0,221)
	K = 5	-0,072 (0,153)	-0,121 (0,136)	0,012 (0,166)		K = 5	-0,419* (0,235)	-0,409* (0,207)	-0,302 (0,241)
	K = 6	-0,161 (0,205)	-0,204 (0,190)	0,023 (0,213)		K = 6	-0,695** (0,245)	-0,669** (0,251)	-0,395 (0,277)
	K = 7	-0,201 (0,278)	-0,244 (0,266)	-0,004 (0,308)		K = 7	-0,790** (0,352)	-0,780** (0,371)	-0,530 (0,419)
	K = 8	-0,147 (0,225)	-0,215 (0,217)	-0,026 (0,296)		K = 8	-0,606* (0,292)	-0,675** (0,285)	-0,475 (0,408)
I	K = 1	0,674* (0,348)	0,168 (0,303)	0,106 (0,199)	G	K = 1	0,003 (0,025)	-0,018 (0,026)	0,025 (0,037)
	K = 2	0,767** (0,295)	0,150 (0,304)	0,177 (0,311)		K = 2	-0,004 (0,051)	0,003 (0,046)	0,037 (0,052)
	K = 3	0,361 (0,281)	-0,563 (0,397)	-0,123 (0,424)		K = 3	-0,021 (0,060)	-0,051 (0,053)	0,018 (0,065)
	K = 4	0,192 (0,367)	-0,216 (0,262)	0,182 (0,316)		K = 4	0,055 (0,077)	0,049 (0,068)	0,099 (0,094)
	K = 5	0,138 (0,350)	-0,176 (0,335)	0,141 (0,316)		K = 5	0,067 (0,084)	0,072 (0,076)	0,128 (0,095)
	K = 6	-0,101 (0,394)	-0,358 (0,375)	0,124 (0,332)		K = 6	0,060 (0,112)	0,072 (0,091)	0,143 (0,104)
	K = 7	-0,112 (0,559)	-0,474 (0,553)	0,115 (0,524)		K = 7	0,045 (0,142)	0,028 (0,107)	0,139 (0,121)
	K = 8	0,079 (0,477)	-0,375 (0,485)	0,121 (0,555)		K = 8	0,048 (0,129)	0,025 (0,091)	0,118 (0,114)

Примечания: 1. Все уравнения оценены при помощи обычного МНК. 2. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 3. Символами *, **, *** отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. 4. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Заключение

Результаты наших расчетов говорят о том, что деньги в России нейтральны и даже супернейтральны. Это значит, что денежная экспансия в долгосрочной перспективе, скорее всего, не приведет к увеличению производства, а выразится лишь в росте цен.

Мы не выявили свидетельств работоспособности инвестиционного канала ненейтральности. Иными словами, аргумент в пользу агрессивного смягчения монетарной политики ради стимулирования инвестиционного экономического роста не подтверждается данными.

Для рекомендаций по экономической политике это означает, что обеспечение ценовой стабильности должно оставаться приоритетом ДКП Банка России. Если Центральный банк не может стимулировать долгосрочную динамику реального сектора, то его лучший вклад в создание условий для экономического роста — обеспечение низкой и стабильной инфляции.

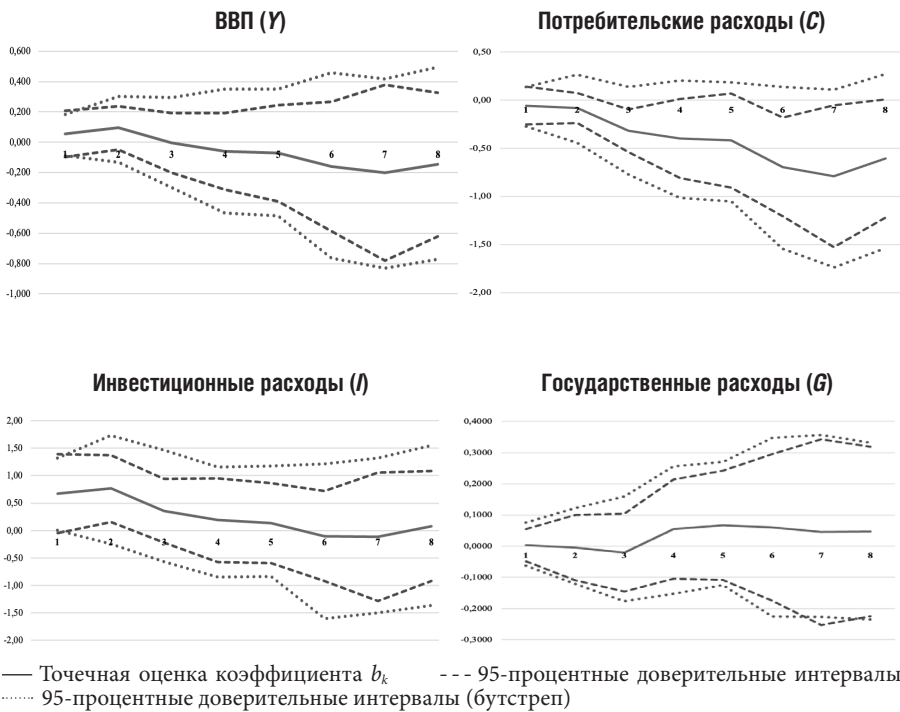
Авторы не претендуют на то, чтобы поставить точку в вопросе о нейтральности денег в России. Методология FS, применяемая нами, имеет ограниченную точность, когда временные ряды являются сравнительно короткими (именно поэтому в 2010-е годы, в момент перехода России к таргетированию инфляции, методологию FS еще нельзя было применить к российским данным) и экономика сталкивается с большим количеством структурных шоков. Таким образом, гипотетически нам могло не хватить длины временных рядов, для того чтобы отвергнуть гипотезу о нейтральности. Поэтому более поздние исследования, использующие альтернативные эмпирические стратегии и/или большее количество наблюдений, могут уточнить наши результаты. Тем не менее мы считаем важным, чтобы дискуссия о выборе целей монетарной политики в России опиралась не только на теоретические рассуждения, но и на реальные данные, и надеемся, что представленное исследование может внести в эту дискуссию свой вклад.

Приложение

Отклики реальных переменных Y, C, I, G на изменения денежных агрегатов $\Delta M0, \Delta M1, \Delta M2$

Appendix

Reactions of Real Variables Y, C, I, G to Money Supply Changes $\Delta M0, \Delta M1, \Delta M2$

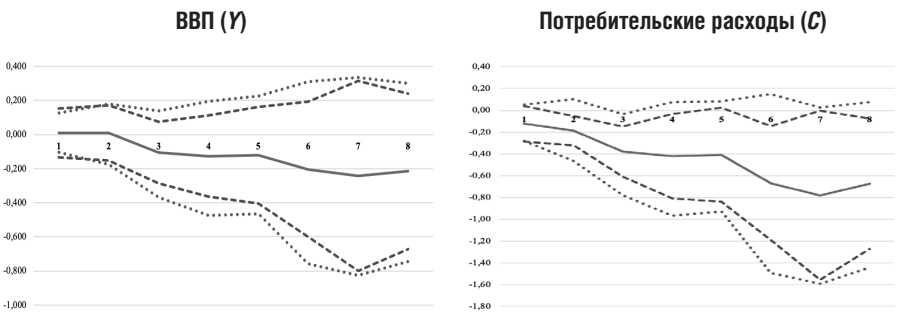


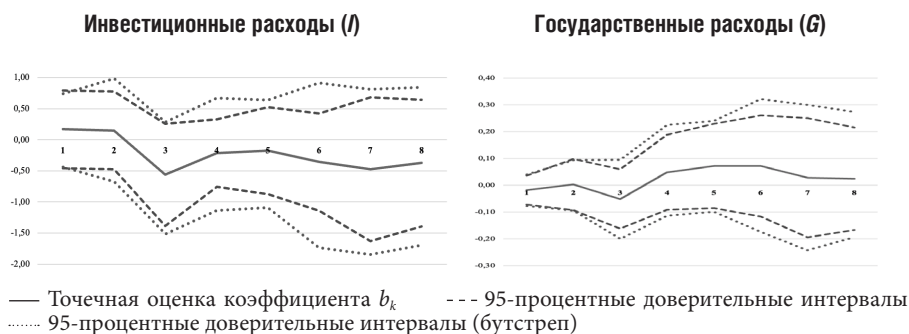
Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П1. Отклики на $\Delta M0$

Fig. A1. Reaction to $\Delta M0$



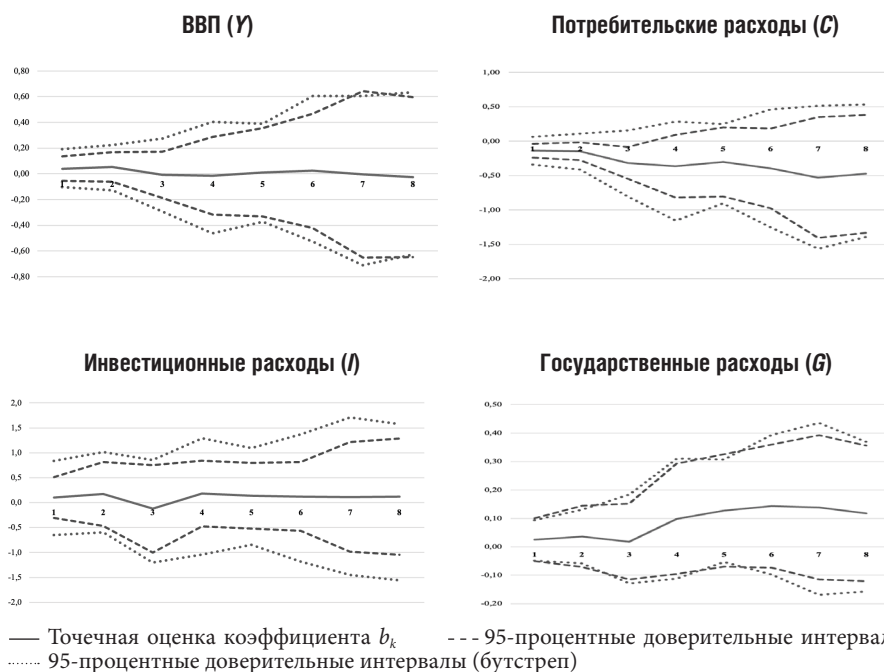


Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П2. Отклики на $\Delta M1$

Fig. A2. Reaction to $\Delta M1$



Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П3. Отклики на $\Delta M2$

Fig. A3. Reaction to $\Delta M2$

Литература

1. *Маевский В.И.* О базовых предпосылках не-нейтральности денег в экономической теории // Журнал институциональных исследований. 2021. № 13(1). С. 6–19. DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.1.006-019.
2. *Малкина М.Ю., Моисеев И.А.* К вопросу об эндогенности предложения денег в российской экономике // Финансы и кредит. 2019. Т. 25. № 10. С. 2266–2280. DOI: 10.24891/фс.25.10.2266.
3. *Моисеев С.Р.* Ренессанс монетаризма: чем жила знаменитая теория в 2000–2018 годах // Вопросы экономики. 2018. № 1. С. 26–44. DOI: 10.32609/0042-8736-2018-1-26-44.
4. *Розмаинский И.В.* Введение в посткейнсианство // Идеи и идеалы. 2010. Т. 1. № 1. С. 88–105.
5. *Розмаинский И.В.* Посткейнсианская макроэкономика: основные аспекты // Вопросы экономики. 2006. № 5. С. 18–31. DOI: 10.32609/0042-8736-2006-5-19-31.
6. *Трунин П.В., Ващелюк Н.В.* Анализ эндогенности предложения денег в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. № 1. С. 103–131.
7. *Bae S.K., Ratti R.A.* Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina And Brazil // Journal of Monetary Economics. 2000. Vol. 46(3). P. 581–604. DOI: 10.1016/S0304-3932(00)00041-6.
8. *Boschen J.F., Otrok C.M.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment // The American Economic Review. 1994. Vol. 84(5). P. 1470–1473.
9. *Bullard J.B.* Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons From the Recent Research // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 1999. Vol. 81(6). P. 57–77.
10. *Bullard J.B., Keating J.W.* The Long-Run Relationship Between Inflation and Output in Postwar Economies // Journal of Monetary Economics. 1995. Vol. 36(3). P. 477–496. DOI: 10.1016/0304-3932(95)01227-3.
11. *Coe P.J., Nason J.M.* Long Run Monetary Neutrality in Three Samples: The United Kingdom, the United States, and the Small. University of Calgary. Working Papers 1999-06. 1999.
12. *Coe P.J., Nason J.M.* The Long-Horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence Be Interpreted? // Economics Letters. 2003. Vol. 78(3). P. 351–356. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00263-X.
13. *Fisher M.E., Seater J.J.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework // The American Economic Review. 1993. Vol. 83(3). P. 402–415.
14. *Haug A.A., Lucas R.F.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment // The American Economic Review. 1997. Vol. 87(4). P. 756–759.
15. *Iranmanesh N., Jalaee S.A.* Testing the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in a Developing Country: Evidence From Iran // MethodsX. 2021. Vol. 8. Art. 101251. DOI: 10.1016/j.mex.2021.101251.
16. *Jorda O., Singh S.R., Taylor A.M.* The Long-Run Effects of Monetary Policy. National Bureau of Economic Research. No 26666. 2020. DOI: 10.3386/w26666.
17. *King R.G., Watson M.W.* Testing Long-Run Neutrality // FRB Richmond Economic Quarterly. 1997. Vol. 83(3). P. 69–101.
18. *Leong K., McAleer M.* Testing Long-Run Neutrality Using Intra-Year Data // Applied Economics. 2000. Vol. 32(1). P. 25–37. DOI: 10.1080/000368400322958.
19. *Lucas Jr. R.E.* Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis // The Econometrics of Price Determination. 1972. Vol. 50. P. 50–59.
20. *Lucas Jr. R.E.* Nobel Lecture: Monetary Neutrality // Journal of Political Economy. 1996. Vol. 104(4). P. 661–682. DOI: 10.1086/262037.
21. *Moran P., Queraltó A.* Innovation, Productivity, and Monetary Policy // Journal of Monetary Economics. 2018. Vol. 93. P. 24–41. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2017.10.006.
22. *Noriega A.E.* Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence // The North American Journal of Economics and Finance. 2004. Vol. 15(2). P. 179–197. DOI: 10.1016/j.najef.2003.11.003.

23. Olekalns N. Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money // *Economics Letters*. 1996. Vol. 50(3). P. 393–398. DOI: 10.1016/0165-1765(95)00773-3.
24. Puah C.H., Habibullah M.S., Abu Mansor S. On the Long-Run Monetary Neutrality: Evidence From the SEACEN Countries // *Journal of Money, Investment and Banking*. 2008. No. 2. P. 50–62.
25. Sargent T.J. A Note on the “Accelerationist” Controversy // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1971. Vol. 3(3). P. 721–725.
26. Serletis A., Krause D. Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Low-Frequency International Data // *Economics Letters*. 1996. Vol. 50(3). P. 323–327. DOI: 10.2307/2601265.
27. Shelley G.L., Wallace F.H. Testing for Long Run Neutrality of Money in Mexico. Unpublished Manuscript. 2003.
28. Vary M. The Long-Run Real Effects of Monetary Shocks: Lessons From a Hybrid Post-Keynesian-DSGE-Agent-Based Menu Cost Model // *Economic Modelling*. 2021. Vol. 105. Art. 105674. DOI: 10.1016/j.econmod.2021.105674.
29. Wallace F., Cabrera-Castellanos L.F. Neutralidad Monetaria a Largo Plazo: El Caso de Guatemala [Long-Run Money Neutrality in Guatemala]. Munich: University Library of Munich. MPRA Paper 4025. 2006.
30. Wallace F.H. Long Run Money Neutrality: The Case of Guatemala // *Revista Latinoamericana de Desarrollo Economico*. 2005. Vol. 5. P. 127–138. DOI: 10.35319/lajed.20055255.
31. Wallace F.H. Long-Run Neutrality of Money in the Mexican Economy // *Applied Economics Letters*. 1999. Vol. 6(10). P. 637–639. DOI: 10.1080/135048599352402.
32. Wallace F.H., Shelley G.L. Hyperinflation and the Superneutrality of Money in Nicaragua. Nashville: Tennessee State University, 2004.
33. Wallace F.H., Shelley G.L. Long Run Neutrality of Money in Mexico // *Economía Mexicana. Nueva Epoca*. 2007. Vol. 16(2). P. 219–238.

References

1. Maevskiy V.I. O bazovykh predposylkakh ne-neytral'nosti deneg v ekonomicheskoy teorii [On the Basic Preconditions of Non-neutrality of Money in Economic Theory]. *Zhurnal institutsional'nykh issledovaniy [Journal of Institutional Studies]*, 2021, no. 12(1), pp. 6–19. DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.1.006-019. (In Russ.)
2. Malkina M. Yu., Moiseev I. A. K voprosu ob endogennosti predlozheniya deneg v rossiyskoy ekonomike [On Money Supply Endogeneity in the Russian Economy]. *Finansy i kredit [Finance and Credit]*, 2019, vol. 25, no. 10, pp. 2266–2280. DOI: 10.24891/fc.25.10.2266. (In Russ.)
3. Moiseev S.R. Renessans monetarizma: chem zhila znamenitaya teoriya v 2000–2018 godakh [The Renaissance of Monetarism: How the Well-Known Theory Thrived From 2000 to 2018]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 1, pp. 26–44. DOI:10.32609/0042-8736-2018-1-26-44. (In Russ.)
4. Rozmainskiy I. V. Vvedenie v postkeynsianstvo [Introduction to Post-Keynesianism]. *Idei i idealy [Ideas and Ideals]*, 2010, vol. 1(1), pp. 88–105. (In Russ.)
5. Rozmainskiy I. V. Postkeynsianskaya makroekonomika: osnovnye aspekty [Post-Keynesian Macroeconomics: Basic Perspectives]. *Voprosy ekonomiki*, 2006, no. 5, pp. 19–31. DOI: 10.32609/0042-8736-2006-5-19-31. (In Russ.)
6. Trunin P.V., Vashchelyuk N.V. Analiz endogennosti predlozheniya deneg v Rossii [The Analysis of Money Supply Endogeneity in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2015, no. 1, pp. 103–131. (In Russ.)
7. Bae S.K., Ratti R.A. Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina and Brazil. *Journal of Monetary Economics*, 2000, vol. 46(3), pp. 581–604. DOI: 10.1016/S0304-3932(00)00041-6.
8. Boschen J.F., Otrok C.M. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, 1994, vol. 84(5), pp. 1470–1473.

9. Bullard J. B. Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons From the Recent Research. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1999, vol. 81(6), pp. 57-77.
10. Bullard J. B., Keating J. W. The Long-Run Relationship Between Inflation and Output in Postwar Economies. *Journal of Monetary Economics*, 1995, vol. 36(3), pp. 477-496. DOI: 10.1016/0304-3932(95)01227-3.
11. Coe P. J., Nason J. M. Long Run Monetary Neutrality in Three Samples: The United Kingdom, the United States, and the Small. *University of Calgary, Working Papers* 1999-06, 1999.
12. Coe P. J., Nason J. M. The Long-Horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence Be Interpreted? *Economics Letters*, 2003, vol. 78(3), pp. 351-356. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00263-X.
13. Fisher M. E., Seater J. J. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework. *The American Economic Review*, 1993, vol. 83(3), pp. 402-415.
14. Haug A. A., Lucas R. F. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, 1997, vol. 87(4), pp. 756-759.
15. Iranmanesh N., Jalaei S. A. Testing the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in a Developing Country: Evidence From Iran. *MethodsX*, 2021, vol. 8, art. 101251. DOI: 10.1016/j.mex.2021.101251.
16. Jorda O., Singh S. R., Taylor A. M. The Long-Run Effects of Monetary Policy. *National Bureau of Economic Research*, no. 26666, 2020. DOI: 10.3386/w26666.
17. King R. G., Watson M. W. Testing Long-Run Neutrality. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 1997, vol. 83(3), pp. 69-101.
18. Leong K., McAleer M. Testing Long-Run Neutrality Using Intra-Year Data. *Applied Economics*, 2000, vol. 32(1), pp. 25-37. DOI: 10.1080/000368400322958.
19. Lucas Jr. R. E. Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis. *The Econometrics of Price Determination*, 1972, vol. 50, pp. 50-59.
20. Lucas Jr. R. E. Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, 1996, vol. 104(4), pp. 661-682. DOI: 10.1086/262037.
21. Moran P., Queralto A. Innovation, Productivity, and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2018, vol. 93, pp. 24-41. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2017.10.006.
22. Noriega A. E. Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2004, vol. 15(2), pp. 179-197. DOI: 10.1016/j.najef.2003.11.003.
23. Olekalns N. Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money. *Economics Letters*, 1996, vol. 50(3), pp. 393-398. DOI: 10.1016/0165-1765(95)00773-3.
24. Puah C. H., Habibullah M. S., Abu Mansor S. On the Long-Run Monetary Neutrality: Evidence From the SEACEN Countries. *Journal of Money, Investment and Banking*, 2008, no. 2, pp. 50-62.
25. Sargent T. J. A Note on the "Accelerationist" Controversy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1971, vol. 3(3), pp. 721-725.
26. Serletis A., Krause D. Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Low-Frequency International Data. *Economics Letters*, 1996, vol. 50(3), pp. 323-327. DOI: 10.2307/2601265.
27. Shelley G. L., Wallace F. H. *Testing for Long Run Neutrality of Money in Mexico*. Unpublished Manuscript, 2003.
28. Vary M. The Long-Run Real Effects of Monetary Shocks: Lessons From a Hybrid Post-Keynesian-DSGE-Agent-Based Menu Cost Model. *Economic Modelling*, 2021, vol. 105, art. 105674. DOI: 10.1016/j.econmod.2021.105674.
29. Wallace F., Cabrera-Castellanos L. F. Neutralidad Monetaria a Largo Plazo: El Caso de Guatemala [Long Run Money Neutrality in Guatemala]. Munich, *University Library of Munich*, MPRA Paper 4025, 2006. (In Sp.)
30. Wallace F. H. Long Run Money Neutrality: The Case of Guatemala. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Economico*, 2005, vol. 5, pp. 127-138. DOI: 10.35319/lajed.20055255.

31. Wallace F. H. Long-Run Neutrality of Money in the Mexican Economy. *Applied Economics Letters*, 1999, vol. 6(10), pp. 637-639. DOI: 10.1080/135048599352402.
32. Wallace F. H., Shelley G. L. *Hyperinflation and the Superneutrality of Money in Nicaragua*. Nashville, Tennessee State University, 2004.
33. Wallace F. H., Shelley G. L. Long Run Neutrality of Money in Mexico. *Economia Mexicana. Nueva Época*, 2007, vol. 16(2), pp. 219-238.

Финансовые рынки

Риск синхронного падения как ключевой фактор доходности криптовалют

Александр Владимирович Куслыйкин

ORCID: 0009-0005-7067-6844

Аспирант, Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики» (РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: avkuslyaykin@hse.ru

Аннотация

Какую роль в формировании доходности криптовалют играет фактор риска синхронного падения — обесценения отдельных криптовалют и портфелей при падении рынка в целом? Ответу на этот вопрос посвящена настоящая работа. Исследование строится на недельных данных за 2014–2018 годы и охватывает свыше 900 криптовалют. Эмпирическая часть содержит регрессионный анализ, рассматривающий сразу три подхода к измерению систематического риска криптовалют, соответствующих различным положениям криптоактивов в портфелях инвесторов. В рамках этого оцениваются индивидуальные коэффициенты чувствительности криптовалют к рискам, строятся факторные портфели и тестируются портфельные стратегии, проводится кросс-секционный анализ с определением значимых риск-премий — всего более 315 тысяч регрессионных итераций. В результате выявлено, что криптоактивы очень чувствительны к риску обвала на рынке криптовалют, но нечувствительны к происходящему на рынке акций, а также на рынках, относящихся к альтернативным инвестициям, сохраняя свою автономность. Более подверженные риску синхронного падения инструменты в среднем являются более доходными, причем данная закономерность обнаруживается как на уровне отдельных инструментов, так и на уровне крупных портфелей криптовалют и не может быть отнесена к ненаблюдаемым факторам. Усредненная премия за риск синхронного падения составила 1,3% в неделю и оказалась ключевым компонентом доходностей криптовалют. Таким образом, высокие доходности криптоактивов являются лишь компенсацией за соответствующие высокие риски синхронного падения. Одновременно в исследовании подтверждается значимость факторов SMB и WML, отражающих надбавки за риски малой капитализации и высоких прошлых доходностей соответственно, для доходностей криптоактивов и предлагается трехфакторная модель, успешно объясняющая более 50% кросс-секционных доходностей криптовалют, превосходя уже представленные в литературе модели. Полученные результаты могут применяться в рамках дальнейших теоретических исследований, посвященных доходностям криптовалют, и в ходе управления инвестициями в криптовалюты портфельными менеджерами и индивидуальными инвесторами.

Ключевые слова: альтернативные инвестиции, диверсификация, криптоактивы, рыночный риск, факторные модели

JEL: G12, G15

Financial Markets

Downside Market Risk: A Key Determinant of Cryptocurrency Returns

Aleksandr V. Kusliiaikin

ORCID: 0009-0005-7067-6844

Post-graduate student, National Research University
Higher School of Economics, ^a e-mail: avkuslyaykin@hse.ru

^a 11, Pokrovskiy bul., Moscow, 109028, Russian Federation

Abstract

This paper is one of the first studies to investigate how downside market risk affects cryptocurrency returns. Based on weekly data for more than 900 cryptocurrencies from 2014 to 2018, downside market risk is considered in three different forms as it arises in the cryptocurrency market, the aggregate alternative investment market, and the stock market. The empirical part of the study employs regression analysis applied to each of three definitions of market risk. First, individual cryptocurrency betas are obtained with a rolling window approach. Second, factor portfolios are constructed based on individual betas to test factor strategies. Third, cross-sectional analysis is used to estimate risk premiums. The conclusion is that cryptocurrency returns are very sensitive to cryptocurrency market drops and insensitive to the dynamics of other financial assets. Downside market risk has a positive and significant effect on cryptocurrency returns, a result which is valid for both individual-instrument and portfolio investment. However, the effects of downside market risk for cryptocurrencies are not offset by any other risk factors, and the key conclusion to be drawn is that high cryptocurrency returns are fair compensation for elevated downside risk. A three-factor model that incorporates a downside market risk factor along with SMB and WML factors was the most useful of those considered, as it explained more than half of cross-sectional returns and surpassed other established models. These results may be useful for daily cryptocurrency trading as well as for further study of cryptocurrency returns.

Keywords: alternative investments, cryptoassets, diversification, market risk, multifactor models

JEL: G12, G15

Введение

В последние годы криптовалюты превратились в полноценный финансовый инструмент, занявший свою нишу среди существующих форм альтернативных инвестиций. Так, на начало марта 2024 года капитализация рынка криптовалют превысила 2,5 трлн долл., а среднесуточный объем торгов находится стабильно выше 50 млрд долл., что свидетельствует о повышенном интересе со стороны различных категорий инвесторов к этому финансовому инструменту¹. Привлекательность криптовалют состоит прежде всего в их существенных возможностях для диверсификации портфелей, а также в потенциале получения высокой доходности за счет волатильной природы инструмента. Кроме того, для криптовалют отсутствует порог входа в виде минимального размера капитала, присущий другим формам инвестиций, что упрощает и делает более актуальным включение криптовалют в инвестиционные портфели граждан и финансовых институтов.

Для российского инвестора, практически отрезанного от зарубежных рынков капитала санкциями, введенными после начала СВО в 2022 году, а потому почти не имеющего возможностей для международной диверсификации портфеля, вложения в криптовалюты приобрели особую значимость и актуальность. Благодаря децентрализованной природе криптовалют доступ к ним сложно ограничить, что является их несомненным преимуществом при инвестировании.

Для грамотной работы с финансовым активом необходимо понимать принципы его ценообразования — существенные риски и требуемые премии к доходности за их принятие. Формирование доходностей криптовалют, несмотря на многократно возросший научный интерес к данной области, всё еще недостаточно изучено. В частности, в литературе еще не рассматривались некоторые важные риск-факторы, в том числе хорошо зарекомендовавшие себя при объяснении доходностей традиционных финансовых инструментов. Среди них и фактор синхронного падения, отражающий риск одновременного обесценения актива при обвале рынка в целом и являющийся, согласно [Lettau et al., 2014], ключевым детерминантом доходностей акций, фиатных валют и сырьевых товаров. Поскольку внутренняя стоимость криптовалют, как правило, менее очевидна, чем традиционных активов, а спекулятивная составляющая их доходностей значительно выше, есть основания полагать, что доходности криптовалют так же тесно

¹ Статистика по рынку криптовалют. <https://coinmarketcap.com/all/views/all>.

связаны с присущими им рисками синхронного падения. Всё перечисленное делает актуальным рассмотрение риска синхронного падения и воздействие этого риска на доходность криптовалют. Оценке этого воздействия и посвящено настоящее исследование.

Поскольку не существует единого подхода, по отношению к какому рынку следует измерять рыночный риск криптовалют, в данной работе рассматриваются сразу три прокси-переменные рыночной динамики: индекс рынка криптовалют, обобщенный индекс альтернативных инвестиций и индекс глобального рынка акций. Такой набор прокси призван отразить различные подходы к вложениям в криптовалюты: добавление криптовалют к уже существующему портфелю криптовалют, к портфелю из нескольких видов альтернативных инвестиций или к портфелю акций, — при каждом из которых инвесторы готовы принимать разные уровни рыночного риска и ожидают разные уровни доходности портфеля. Также данный набор прокси-переменных отражает различные допущения о возможном перетоке инвестиций между криптоактивами и прочими рынками: от полной автономности рынка криптовалют до возможности перетока капиталов в другие виды активов — альтернативных или традиционных.

Таким образом, цель настоящей работы — оценить подверженность криптовалют риску синхронного падения и премию за этот вид риска и на основе этого сформулировать теоретические (корректный учет данного риск-фактора в моделях ценообразования) и практические (рациональная инвестиционная стратегия) рекомендации. Сопутствующая цель — повысить качество объяснения доходностей криптовалют по сравнению с существующими моделями. Основная гипотеза исследования состоит в том, что как на уровне отдельных инструментов, так и на уровне портфелей криптовалют высокая подверженность риску синхронного обвала предопределяет в среднем более высокие доходности. При этом ожидается, что фактор риска синхронного падения будет более информативным при выборе рынка криптовалют в качестве референтного, нежели при альтернативных подходах к измерению систематического риска, свидетельствуя о сохраняющейся высокой автономности рынка криптоактивов.

В ходе исследования:

- 1) систематизируются результаты авторов наиболее релевантных исследований;
- 2) проводится регрессионный анализ, при котором оцениваются коэффициенты чувствительности отдельных криптовалют и портфелей к рыночным и прочим рискам, анализируются риск-премии с одновременной проверкой значимости

и устойчивости результатов к возможным нарушениям эконометрических предпосылок, тестируются возможные факторные портфельные стратегии на основе чувствительности инструментов к рыночным рискам;

- 3) формулируются выводы о целесообразности использования фактора риска синхронного падения для объяснения доходностей криптовалют и построения инвестиционных стратегий.

Результаты настоящего исследования, на взгляд автора, обладают существенной новизной и, с одной стороны, вносят вклад в теорию ценообразования криптовалют, впервые указывая на риск синхронного падения как на ключевой фактор для моделирования доходностей криптовалют, что может быть отправной точкой для будущих исследований, а с другой стороны, демонстрируют инвестиционную стратегию на рынке криптовалют с высокой ожидаемой доходностью, что может успешно применяться многочисленными практиками — розничными инвесторами в криптовалюты, а также портфельными управляющими.

1. Обзор литературы

Появление криптовалют датируется 2008 годом, когда была опубликована статья [Nakamoto, 2008] под названием «Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System», привлекая внимание к блокчейн-технологиям и побудившая к последующему созданию альтернативных криптовалют, а уже к 2014 году капитализация рынка перешагнула рубеж в 10 млрд долл.² За этим, как отмечают авторы [Belitski, Boreiko, 2022], последовала огромная волна первичных размещений криптовалют, породившая сотни новых инструментов и превратившая обращение криптоактивов в полноценный крупный рынок.

Вскоре после начала активных торгов было замечено, что криптовалюты обладают рядом специфических свойств, которые определяют необходимость рассматривать их обособленно от других известных классов финансовых активов. В частности, в работе [Yermack, 2015] на примере Bitcoin выделяются следующие характерные черты криптовалют:

- 1) низкая корреляция с другими рынками;
- 2) очень высокая волатильность цен и доходностей;

² Статистика по рынку криптовалют. <https://coinmarketcap.com/all/views/all>.

- 3) ограниченная эмиссия, предопределяющая дефляционную природу инструмента;
- 4) отсутствие гарантированных выплат для держателей.

Сама по себе специфичность финансового инструмента не означает необходимости повышенного внимания к нему, однако работа [Andrianto, Diputra, 2017] показала, что инвестирование в криптовалюты способно существенно улучшить характеристики портфеля традиционных финансовых инструментов по соотношению риска и доходности. Авторам удалось продемонстрировать это для трех крупных инструментов — Bitcoin, Litecoin, Ripple, но есть основания ожидать сопоставимых диверсификационных свойств и от прочих инструментов. По словам авторов, включение криптовалют в сбалансированный портфель обыкновенных акций, фондов, благ товарного рынка и фиатных валют с общим весом в 5–20% повышает доходность инвестиций на единицу принимаемого риска. Это важный вывод, поскольку портфель, состоящий исключительно из криптовалют, является чересчур рискованным для большинства инвесторов, а потому в практической плоскости более актуально именно рассмотрение комбинаций из инвестиций в криптовалюты с вложениями в традиционные активы.

В работе [Chuen et al., 2018] авторы пришли к аналогичным выводам уже на увеличенной выборке из десяти крупнейших криптовалют. То есть инвестиции в криптовалюту могут быть интересными даже для консервативных инвесторов, готовых отвести криптоактивам лишь небольшой совокупный вес в собственных портфелях [Liu et al., 2020]. При этом, как отмечается в [Makarov, Schoar, 2020], рынок криптовалют еще не является в полной мере эффективным, периодически оставляя инвесторам большие и продолжительные по времени арбитражные возможности.

Наиболее распространенный подход к измерению рыночного риска — использование рыночной «беты», коэффициента сопоставленности между динамикой исследуемого актива и рынка в целом. Риск падающего рынка, также именуемый риском синхронного падения, — это альтернативный способ измерения рыночного риска, состоящий в том, что «бета» рассчитывается лишь за периоды, когда на рынке преобладает обесценение активов [Abbas et al., 2011]; схожим образом выделяется и риск растущего рынка, измеряемый лишь в периоды позитивной рыночной динамики.

Попытки применения факторных линейных моделей для объяснения доходностей криптовалют начались в 2018 году с выходом работы [Gilbert, Loi, 2018], в которой авторы попытались

объяснить доходности Bitcoin с помощью модели CAPM с использованием индексов AMEX, NYSE и NASDAQ в качестве прокси-индикаторов рыночной динамики; анализ строился на недельных данных за 2010–2014 годы. Было обнаружено, что, вопреки ожиданиям, Bitcoin обладает небольшим систематическим риском и потому хорошо подходит для целей диверсификации портфеля. При этом рассмотренная модель CAPM оказалась недостаточно информативной при объяснении доходностей Bitcoin.

В работе [Liu, Tsyvinski, 2021] проанализированы три крупнейших криптовалюты — Bitcoin, Ethereum и Ripple. Авторы рассмотрели две группы риск-факторов: (1) факторы, относящиеся к рынку криптовалют, и (2) факторы, относящиеся к сторонним рынкам. В первую группу попали, например, волатильность, WML, индикатор популярности и др.; во вторую группу — факторы SMB, HML³ и WML для рынка акций, доходности фиатных валют и натуральных благ, основные макроэкономические переменные. В результате было получено, что лишь некоторые факторы из первой группы значимо связаны с доходностями криптовалют⁴, причем наиболее информативным признаком оказался WML.

Работа [Liu et al., 2020] строится на недельных данных по доходностям 78 криптовалют за 2015–2018 годы. В этой публикации отмечается, что тремя наиболее существенными риск-факторами для объяснения доходностей являются SMB, WML и фактор рыночного риска, рассчитанные по данным рынка криптовалют. При этом отмечается преимущественно положительная чувствительность доходностей криптовалют к фактору WML и отрицательная — к фактору SMB. Последнее говорит о том, что направление эффектов этих риск-факторов идентично наблюдаемому на рынке акций.

В работе [Liu et al., 2022] анализ строится на недельных данных за 2014–2018 годы по доходностям криптовалют с капитализацией свыше 1 млн долл. и не менее чем полугодом активных торгов. Авторы рассматривают 25 риск-факторов, соответствующих четырем группам — WML, SMB, волатильность, объемы торгов, причем все факторы относятся к самому рынку криптовалют, без применения факторов сторонних рынков. Для каждого из факторов был проведен портфельный анализ монотонности доходностей, в итоге обнаружившейся для 9 факторов: для четырех вариаций фактора WML, рыночной капитализации, цены, макси-

³ Фактор HML отражает разницу в доходностях между портфелями инструментов с высоким и низким отношением бухгалтерской стоимости к рыночной соответственно.

⁴ За точечным исключением: к примеру, неожиданно обнаружился значимый эффект доходности золота для доходности Ethereum.

мальной цены, объема торгов и стандартного отклонения объема торгов. Для этих вариантов формирования портфелей в среднем абсолютном выражении разница в недельных доходностях 1-го и 5-го портфелей насчитывала от 2 до 4%. Наибольшую эффективность показала трехфакторная модель с переменными рыночного риска, SMB и WML.

Идея выделения риска синхронного падения из обобщенного рыночного риска следует из асимметричного изменения полезности для агентов при равных по модулю, но различающихся по знаку доходностях. Так, в [Roy, 1952] обнаружено, что инвесторы ощущают заметно большее снижение полезности от отрицательных доходностей, чем рост полезности от равновеликих положительных доходностей. Еще один аргумент в пользу учета риска синхронного падения — теория перспектив [Kahneman, Tversky, 1979], согласно которой агенты примерно в 2,5 раза больше страдают от убытков во время падающего рынка, нежели испытывают радость от полученных доходов той же величины во время растущего рынка, из-за чего закладывают премии за риск падающего рынка в требуемые доходности финансовых инструментов. Аналогично в [Gul, 1991] аргументируется, что вложения с большим риском синхронного падения должны иметь более высокую ожидаемую доходность, чтобы сохранять привлекательность для инвесторов.

Теоретические аргументы в пользу риска синхронного падения по сравнению с остальными формами выражения рыночного риска многократно подтверждались и эмпирическими наблюдениями. Авторы [Ang et al., 2006] проанализировали широкую выборку акций, торговавшихся на площадках NYSE, AMEX, NASDAQ с 03.07.1962 по 31.12.2001. Во-первых, они отметили значительно больший разброс в коэффициентах чувствительности к риску синхронного падения, нежели в коэффициентах чувствительности к классическому рыночному риску. Во-вторых, было показано, что в доходностях акций присутствует значимая премия за риск синхронного падения, равная 6% в среднегодовом выражении. В то же время значимых премий за риск растущего рынка среди доходностей акций обнаружено не было.

В работе [Dobrynskaya, 2014] анализируется риск синхронного падения для валютной стратегии Carry Trade. Основным результатом работы состоит в том, что «валютам инвестирования» свойственны высокие риски синхронного падения, в то время как «валютам фондирования» — незначительные риски синхронного падения, а результат стратегии — компенсация за принятие избыточного риска синхронного падения. Дополнительно автор демонстрирует, что риск обвала на рынке обладает более высокой объясня-

ющей способностью, нежели прочие риск-факторы, наращивая значимость с учащением периодов отрицательного движения рынка. Также отмечается сходство во влиянии риска синхронного падения для фиатных валют и акций, что дает повод рассчитывать на подобное и применительно к криптовалютам.

Авторы [Lettau et al., 2014] проанализировали с помощью риска синхронного падения доходности нескольких категорий традиционных активов. Основным выводом стало наблюдение, что переход от фактора рыночного риска в модели CAPM к фактору риска синхронного падения (замена модели CAPM на модель DR-CAPM) позволяет более точно описывать доходности акций, облигаций, фиатных валют, благ товарного рынка, а также опционов на биржевой индекс.

Единственной обнаруженной в литературе попыткой проанализировать влияние риска обвала на доходности криптовалют стала работа [Zhang et al., 2021]. Однако в этой работе авторы сосредоточили внимание не на риске синхронного падения как таковом, являющемся систематическим риском, а на его идиосинкратической компоненте, выраженной через VaR. Такой подход они объясняют эмпирическим наблюдением о том, что портфели на рынке криптовалют обычно довольно концентрированные, поскольку абсолютное большинство инвесторов знакомы и совершают сделки лишь с небольшим количеством инструментов. Такая аргументация выглядит спорной, поскольку разнообразные криптовалюты присутствуют на рынке в достаточном объеме и фокус на «голубых фишках» объясняется лишь временной нерациональностью инвесторов. Тем не менее в [Zhang et al., 2021] показано, что вложения в криптовалюты с более высокими историческими значениями VaR в среднем являются более доходными.

Таким образом, из обзора литературы следует, что, несмотря на подтвержденную важность фактора риска синхронного падения для множества категорий активов, в литературе еще не было примеров подробного анализа доходностей криптовалют с помощью моделей на основе фактора риска синхронного падения. В устранении этого пробела и заключается цель настоящей работы.

2. Данные, теоретическая основа исследования и методы

Для целей исследования была сформирована выборка из 904 криптовалют за период с 2014 по 2018 год включительно, анализ строится на недельных доходностях. Соответствующий выбор периода и гранулярности данных связан с необходимостью сравнения результатов с более ранними работами и сбалансированного соотношения между периодами растущего и падающего

рынка (в сформированной выборке достигается примерно равное соотношение между состояниями падающего и растущего рынка для каждого из трех рыночных прокси с долей в 50–60% для преобладающего состояния, что делает выборку репрезентативной). Источником данных по криптовалютам служит портал coinmarketcap.com, агрегирующий информацию по инструментам с более чем 200 криптобирж. Следуя подходу [Liu et al., 2022], в финальную выборку за каждую неделю с целью устранения инструментов-однодневок включались лишь те криптовалюты, капитализация которых превышала 1 млн долл., а суммарная продолжительность торгов по ним превышала полгода. В выборку также не вошли стейблкоины, структурированные для повторения динамики некоторого актива, а потому не содержащие независимых ценовых движений. Доходности инструментов и факторных портфелей выражены в долларовом исчислении.

В работе реализуется трехшаговый регрессионный анализ⁵, в ходе которого суммарно оценивается свыше 315 тыс. регрессий. Основными регрессантами в анализе служат недельные избыточные доходности по криптовалютам:

$$R_{i,t} - R_t^F, \quad (1)$$

где $R_{i,t}$ — ценовая доходность i -го инструмента на неделе t , R_t^F — недельная безрисковая доходность⁶ на неделе t .

Важнейшим фактором, с которым связана научная новизна исследования, является фактор доходности рыночного портфеля: он обозначен как MKT и рассчитан как избыточная доходность рыночного индекса. При этом в качестве рыночного индекса поочередно используются три прокси-переменные, отражающие возможные различия в референтных рынках для инвестора в криптовалюты:

- сценарий 1: индекс рынка криптовалют⁷;
- сценарий 2: индекс рынка альтернативных инвестиций⁸;
- сценарий 3: индекс рынка акций⁹.

⁵ Поскольку в работе рассматриваются три альтернативные прокси рыночной динамики, то полный регрессионный анализ последовательно реализуется для каждого из прокси.

⁶ В исследовании в качестве безрисковых ставок использованы доходности полугодовых T-bills (использованы данные Bloomberg Terminal Professional на начало 2022 года).

⁷ В каждом периоде получен через взвешивание по капитализации всех индивидуальных криптовалют, в соответствии с [Liu et al., 2022].

⁸ Получен как средневзвешенное между индексом криптовалют и еще четырьмя индексами альтернативных инвестиционных рынков: товаров (Bloomberg Commodity Index), недвижимости (Dow Jones Equity REIT Index), хедж-фондов (HFRX Global Hedge Fund Index) и непубличных акций (LPX50 Listed Private Equity Index) в соответствии с [Boido, Fasano, 2009].

⁹ В качестве индекса по рынку акций используется глобальный индекс S&P 500.

Помимо факторов рыночного риска в анализ включены факторы SMB и WML, ранее в литературе зарекомендовавшие себя релевантными. Они задаются тем же образом, что и в работе [Liu et al., 2022]: SMB (WML) для каждого периода рассчитывается как разница между равновзвешенной доходностью портфеля из 30% наименее капитализированных (наиболее доходных за предыдущие четыре недели) криптовалют и равновзвешенной доходностью портфеля из 30% наиболее капитализированных (наименее доходных за предыдущие четыре недели) криптовалют.

На первом шаге регрессионного анализа для всех периодов и инструментов внутри выборки с помощью метода плавающего окна¹⁰ рассчитываются индивидуальные коэффициенты чувствительности криптовалют к риск-факторам (индивидуальные «беты»). Чувствительности к рискам синхронного падения и синхронного роста для криптовалют оцениваются из регрессии с бинарным отражением состояния рынка:

$$R_{i,t} - R_t^F = a_{i,t} + b_{i,t}^{DM} \times MKT_t + c_{i,t} \times dummy_t^{MKT} \times MKT_t, \quad (2)$$

$$dummy_t^{MKT} = \begin{cases} 1, & \text{при } MKT_t \geq 0 \\ 0, & \text{при } MKT_t < 0 \end{cases}, \quad (3)$$

$$b_{i,t}^{UM} = b_{i,t}^{DM} + c_{i,t}, \quad (4)$$

где MKT_t — избыточная доходность рыночного портфеля на неделе t , $dummy_t^{MKT}$ — дамми-переменная состояния рынка на неделе t , $b_{i,t}^{DM}$ и $b_{i,t}^{UM}$ — чувствительности к риску синхронного падения и роста для i -й криптовалюты на неделе t соответственно.

Чувствительности к классическому фактору рыночного риска оцениваются из регрессионного уравнения модели CAPM:

$$R_{i,t} - R_t^F = a_{i,t} + b_{i,t}^M \times MKT_t, \quad (5)$$

где $b_{i,t}^M$ — чувствительность i -й криптовалюты к рыночному фактору на неделе t .

Чувствительности к двум другим факторам анализа — SMB и WML — оцениваются из уравнения трехфакторной модели:

$$R_{i,t} - R_t^F = a_{i,t} + b_{i,t}^M \times MKT_t + b_{i,t}^{SMB} \times SMB_t + b_{i,t}^{WML} \times WML_t, \quad (6)$$

¹⁰ Коэффициенты чувствительности рассчитываются по 26 предшествующим неделям аналогично [Liu et al., 2022]. Тест робастности показал отсутствие значимых изменений при использовании альтернативного значения в 10, 20, 30 или 40 недель. Незначимые на уровне 10-процентной оценки чувствительности к факторам в дальнейшем анализе рассматривались как нулевые, что означает отсутствие чувствительности.

где SMB_t (WML_t) — значение фактора SMB (WML) на неделе t , $b_{i;t}^{SMB}$ ($b_{i;t}^{WML}$) — чувствительность к фактору SMB (WML) i -й криптовалюты на неделе t .

На втором шаге проводится портфельный анализ, дающий возможность проанализировать связи между рисками и доходностями криптовалют в обобщенном виде, снижая вес и возможное влияние выбросов на конечные результаты. В рамках этого анализа на еженедельной основе из всех криптовалют в выборке формируются пять портфелей одинакового размера¹¹ таким образом, что в первый портфель всегда попадают наименее чувствительные к систематическому риску¹² инструменты, а в пятый — наиболее чувствительные; веса криптовалют внутри каждого портфеля равны. Взвешенные доходности по портфелям рассчитываются как

$$R_{p;t} = \sum_{i \in p} \frac{R_{i;t}}{N_{p;t}}, \quad (7)$$

где $R_{p;t}$ — доходность по портфелю p на неделе t , $N_{p;t}$ — число криптовалют в портфеле p на неделе t .

Далее избыточные доходности сформированных портфелей анализируются на предмет монотонности, при обнаружении которой разности в доходностях между пятым и первым портфелями дополнительно регрессируются на набор риск-факторов для проверки устойчивости обнаруженных монотонностей и подтверждения закономерности различий в доходностях портфелей. Для этого используются шесть различных регрессионных спецификаций, фокусирующихся на разных сторонах систематического риска, в том числе с добавлением факторов SMB и WML:

$$R_{p;t} - R_t^F = a_{p;t} + b_{p;t}^M \times MKT_t, \quad (8)$$

$$R_{p;t} - R_t^F = a_{p;t} + b_{p;t}^{DM} \times MKT_t + c_{p;t} \times MKT_t \times dummy_t^{MKT}, \quad (9)$$

$$R_{p;t} - R_t^F = a_{p;t} + b_{p;t}^{DM} \times MKT_t, \text{ при } MKT_t < 0, \quad (10)$$

$$R_{p;t} - R_t^F = a_{p;t} + b_{p;t}^M \times MKT_t + b_{p;t}^{SMB} \times SMB_t + b_{p;t}^{WML} \times WML_t, \quad (11)$$

¹¹ Если количество инструментов не делится на 5 без остатка, распределение между портфелями происходит симметрично.

¹² Чувствительность к систематическому риску рассматривается поочередно для каждого из трех прокси-индексов в нескольких проявлениях: в форме «бет» синхронного падения, «бет» синхронного роста и классических рыночных «бет».

$$R_{p,t} - R_t^F = a_{p,t} + b_{p,t}^{DM} \times MKT_t + c_{p,t} \times MKT_t \times dummy_t^{MKT} + b_{p,t}^{SMB} \times SMB_t + b_{p,t}^{WML} \times WML_t, \quad (12)$$

$$R_{p,t} - R_t^F = a_{p,t} + b_{p,t}^{DM} \times MKT_t + b_{p,t}^{SMB} \times SMB_t + b_{p,t}^{WML} \times WML_t, \quad \text{при } MKT_t < 0, \quad (13)$$

где $b_{p,t}^M$ — рыночная «бета» по портфелю p на неделе t , $b_{p,t}^{DM}$ — «бета» синхронного падения по портфелю p на неделе t , $b_{p,t}^{DM} + c_{p,t}$ — «бета» синхронного роста по портфелю p на неделе t , $b_{p,t}^{SMB}$ ($b_{p,t}^{WML}$) — «бета» фактора SMB (WML) для портфеля p на неделе t .

На третьем шаге проведен анализ кросс-секционных доходностей с целью выяснить, какой величиной требуемой доходности агенты оценивают тот или иной риск на рынке криптовалют. Кросс-секционный анализ реализован по методологии [Fama, Macbeth, 1973], традиционно применяемой для этой задачи. В рамках нее вся выборка делится на подвыборки по периодам, после чего избыточные доходности инструментов регрессируются на индивидуальные коэффициенты чувствительности для оценки премий за выделенные риск-факторы. Поскольку оценки риск-премий и их значимость могут зависеть от уравнений, применяемых для их оценивания, в этой задаче вновь рассматриваются шесть модельных спецификаций:

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^M b_{i,t}^M, \quad (14)$$

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^{DM} b_{i,t}^{DM} + Prem_t^{UM} b_{i,t}^{UM}, \quad (15)$$

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^{DM} b_{i,t}^{DM}, \quad (16)$$

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^M b_{i,t}^M + Prem_t^{SMB} b_{i,t}^{SMB} + Prem_t^{WML} b_{i,t}^{WML}, \quad (17)$$

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^{DM} b_{i,t}^{DM} + Prem_t^{UM} b_{i,t}^{UM} + Prem_t^{SMB} b_{i,t}^{SMB} + Prem_t^{WML} b_{i,t}^{WML}, \quad (18)$$

$$R_{i,t} - R_t^F = a_t + Prem_t^{DM} b_{i,t}^{DM} + Prem_t^{SMB} b_{i,t}^{SMB} + Prem_t^{WML} b_{i,t}^{WML}, \quad (19)$$

где $Prem_t^M$ — премия за принятие рыночного риска на неделе t , $Prem_t^{DM}$ — премия за принятие риска синхронного падения на неделе t , $Prem_t^{UM}$ — премия за принятие риска синхронного роста на неделе t , $Prem_t^{SMB}$ ($Prem_t^{WML}$) — премия за риск SMB (WML) на неделе t .

Такой перечень спецификаций позволяет сравнить между собой различные метрики рыночного риска — как без включения других переменных (выражения (14)–(16)), так и при участии дополнительных релевантных факторов, SMB и WML (выражения (17)–(19)). Метрикой качества моделей будет служить коэффициент R_{adj}^2 — версия коэффициента R^2 , скорректированная на количество переменных.

Чтобы исключить, где возможно, вероятные нарушения постулатов эконометрического анализа, были проведены предварительная проверка стационарности временных рядов с помощью расширенного теста Дики — Фулера [Dickey, Fuller, 1979], проверка отсутствия проблемы эндогенности с помощью теста Хаусмана [Hausman, 1978] и проверка отсутствия проблемы мультиколлинеарности через анализ VIF и попарных корреляций регрессоров. С целью исключить возможное влияние гетероскедастичности и автокорреляции при проверке значимости коэффициентов использована корректировка ошибок по методу Нью – Веста [Newey, West, 1994].

Выборочные статистики, характеризующие распределение факторов анализа, приведены в табл. 1. В распределении избыточных доходностей точно отражены отличительные особенности криптовалют, на которые указывалось в литературе: существенная волатильность, асимметрия и знакопеременность доходностей. Например, в выборке обнаружены как инструменты, терявшие за неделю почти 100% своей стоимости, так и инструменты, чья стоимость за неделю возросла почти в 12 раз. При этом в выборке присутствует больше наблюдений с отрицательными значениями доходности, чем с положительными, хотя суммарный эффект положительных доходностей более велик за счет группы доходных инструментов.

Т а б л и ц а 1

Статистики распределения по итоговой выборке

T a b l e 1

Final Sample Distribution

Переменная	$R_{i,t} - R_t^F$	МКТ1	МКТ2	МКТ3	SMB	WML
Число наблюдений	58 436	259	259	259	259	259
Максимум (%)	1100	37,79	7,53	5,6	1,98	1,08
Минимум (%)	–99,8	–38,11	–7,96	–9,71	–37,11	–68,67
Среднее (%)	3,58	1,26	0,28	0,11	3,41	3,9
Медиана (%)	–2,68	0,68	0,21	0,22	–0,28	3,88

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Переменная	$R_{i,t} - R_t^F$	МКТ1	МКТ2	МКТ3	SMB	WML
Стандартное отклонение (%)	0,24	11,74	2,49	1,65	19,55	18,27
Асимметрия	7,4	0,27	0,16	6,24	5,08	0,75
Эксцесс	108,49	4,47	3,82	-1,07	44	7,86

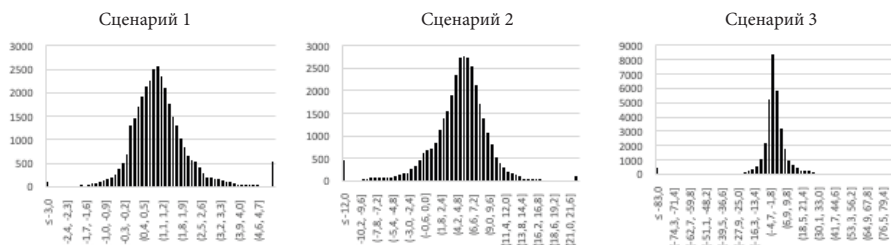
Источник: расчеты автора.

Говоря о факторах регрессии, можно отметить, что индекс рынка альтернативных инвестиций (МКТ2) и индекс рынка акций (МКТ3) в разы менее волатильны, чем индекс рынка криптовалют (МКТ1), что позволяет рассчитывать на бóльшую объясняющую способность последнего. Одновременно с этим индекс рынка криптовалют является в среднем и гораздо более доходным, отражая компенсацию за набор существенных рисков. При этом диапазоны доходностей портфелей по трем прокси-индексам увеличены в сторону негативных значений, что демонстрирует их подверженность периодическим рыночным кризисам и подтверждает важность учета фактора риска синхронного падения.

В значениях факторов SMB и WML также наблюдается существенный разброс в значениях — намного больший, чем обычно встречается для аналогичных факторов на рынке акций и рынках прочих традиционных активов. Как видно из распределения фактора SMB, доходности портфелей из малокапитализированных криптовалют чаще отставали от портфелей высококапитализированных криптовалют, но значительно превзошли их по совокупной доходности на горизонте выборки. Это говорит о том, что наименее популярные инструменты растут дискретно и при прочих равных имеют больший потенциал доходности. Из распределения фактора WML видно, что портфели из криптовалют с восходящим краткосрочным трендом были в среднем на 3,9% в неделю более доходны, чем портфели из инструментов с нисходящим трендом, что говорит о продолжительных отрезках сохранения ценовых трендов по криптовалютам. Таким образом, эти факторы для рынка криптовалют идейно повторяют их смысл для рынка акций: (1) при прочих равных условиях инструменты с низкой рыночной стоимостью имеют больший потенциал роста, чем инструменты с высокой капитализацией; (2) при прочих равных условиях инструменты, чья стоимость росла в последний месяц, имеют бóльшую ожидаемую доходность, чем инструменты, чья стоимость падала.

3. Результаты и их анализ

После обоснования методологии, формирования выборки и ее дескриптивного анализа перейдем к рассмотрению итогов регрессионного анализа. Агрегированные результаты оценивания индивидуальных чувствительностей криптовалют — первого шага регрессионного анализа — представлены на рис. 1–5.



Источник: расчеты автора.

Рис. 1. Индивидуальная чувствительность криптовалют к фактору DM

Fig. 1. Cryptocurrency Sensitivity to Factor DM by Scenario



Источник: расчеты автора.

Рис. 2. Индивидуальная чувствительность криптовалют к фактору UM

Fig. 2. Cryptocurrency Sensitivity to Factor UM by Scenario



Источник: расчеты автора.

Рис. 3. Индивидуальная чувствительность криптовалют к фактору M

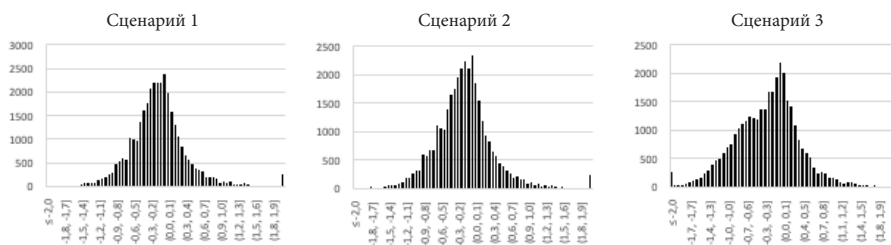
Fig. 3. Cryptocurrency Sensitivity to Factor M by Scenario



Источник: расчеты автора.

Рис. 4. Индивидуальная чувствительность криптовалют к фактору SMB

Fig. 4. Cryptocurrency Sensitivity to Factor SMB by Scenario



Источник: расчеты автора.

Рис. 5. Индивидуальная чувствительность криптовалют к фактору WML

Fig. 5. Cryptocurrency Sensitivity to Factor WML by Scenario

Коэффициенты, относящиеся к систематическому риску (b_i^{DM} , b_i^{UM} и b_i^M), сильно разнятся для трех предложенных сценариев определения референтного рынка. При измерении рыночного риска на основе индекса рынка криптовалют (сценарий 1) коэффициенты преимущественно положительные и в среднем близкие к единице, что говорит о синхронности ценовых движений криптовалют на различных стадиях цикла, включая периоды обрушения котировок. Это свидетельствует о неэффективности диверсификации портфеля криптовалют через позиции в других криптовалютах, поскольку появляются риски одновременного обесценения всего портфеля. В этом сценарии b_i^{DM} обладает большей дисперсией, чем b_i^M , что позволяет рассчитывать на большую объясняющую способность фактора риска синхронного падения по сравнению с традиционным фактором рыночного риска, учитывая волатильность доходностей индивидуальных криптовалют. Распределение b_i^{UM} , напротив, говорит о большом количестве значений-выбросов и предварительно подтверждает ожидания о слабом интересе инвесторов к корреляциям криптоактивов во время роста рынка.

При измерении рыночного риска на основе обобщенного индекса рынка альтернативных инвестиций (сценарий 2) коэффициенты

чувствительности к рыночному риску тоже преимущественно положительные, но значительно выше по модулю, чем в предыдущем случае, со средними значениями около 5. При этом степени чувствительности несколько ослабевают во время обесценения альтернативных активов, что может говорить о частичном перетоке вложений в криптовалюты в периоды турбулентности. Вместе с очень широкими диапазонами значений и наличием незначимых оценок коэффициентов чувствительности это говорит сразу о двух вещах: во-первых, криптовалюты имеют намного большую волатильность доходностей, чем иные формы альтернативных инвестиций, а во-вторых, доходности криптовалют лишь ограниченно связаны с динамикой товарных рынков, рынков недвижимости и фондов, относимых к альтернативным инвестициям. Иначе говоря, криптовалюты остаются для участников рынка скорее нишевым форматом альтернативных инвестиций, нежели общепринятым.

При использовании индекса рынка акций (сценарий 3) в качестве референтного чувствительности к формам рыночного риска получились ожидаемо не похожими ни друг на друга, ни на предыдущие два сценария. Из полученных оценок видно, что доходности криптовалют, как правило, отрицательно коррелируют с доходностями акций, причем эта связь сильнее в периоды роста на рынке акций, чем в периоды падения, когда изменения доходностей на двух рынках становятся почти зеркально противоположными. Последнее делает криптовалюты эффективным способом диверсификации для портфеля акций в ожидании обесценения бумаг. Это также может свидетельствовать о стремлении инвесторов получить положительные доходности на растущем рынке акций с более понятными, чем для криптовалют, фундаментальными факторами при готовности перераспределить вложения в пользу криптовалют при исчерпании потенциала роста акций. Диапазоны оценок коэффициентов в данном случае еще шире, чем при рассмотрении индекса альтернативных инвестиций в качестве референтного, что подтверждает меньший разброс доходностей акций по сравнению с формами альтернативных инвестиций и, в частности, по сравнению с криптовалютами.

Коэффициенты чувствительности к факторам SMB и WML оказались схожими во всех трех сценариях, что предварительно подтверждает их устойчивость и необходимость включения в модель для эффективного объяснения доходностей криптовалют наряду с факторами, относящимися к систематическому риску. Подобно результатам [Liu et al., 2022] оценки b^{SMB} преимущественно положительные (это означает, что доходности отдельных криптовалют больше повторяют динамику небольших криптоактивов, нежели динамику «голубых фишек» крипторынка, где возможны всплески повышенной рыночной активности), а оценки b^{WML} —

преимущественно отрицательные (это свидетельствует о том, что доходности отдельных криптовалют в случайный момент времени более коррелированы с динамикой наименее доходных инструментов последнего времени, чем с динамикой наиболее доходных). Эти обстоятельства разумно учитывать при выборе конкретных криптовалют для инвестирования из общего многообразия криптоактивов на рынке. При этом чувствительности к факторам SMB и WML по модулю, как правило, не превышают 0,2 (что вместе с результатами дескриптивного анализа говорит о том, что инвесторы обращают на них меньше внимания, чем на фактор рыночного риска).

В табл. 2 приводятся обобщенные результаты портфельного анализа, содержащие средние доходности по сформированным факторным портфелям для каждого из трех сценариев определения референтного рынка. В рамках каждого сценария рассматриваются три критерия распределения инструментов между портфелями на основе чувствительности к различным проявлениям систематического риска: в общем случае, в периоды падения рынка, в периоды роста рынка. В нижней строке табл. 2 содержатся усредненные разницы между доходностями пятого и первого портфелей, полярных с точки зрения чувствительности к рыночному риску.

Т а б л и ц а 2

Обобщенные результаты портфельного анализа (%)

Table 2

Portfolio Analysis (%)

Портфель	Сценарий 1			Сценарий 2			Сценарий 3		
	b_i^M <i>sorting</i>	b_i^{DM} <i>sorting</i>	b_i^{UM} <i>sorting</i>	b_i^M <i>sorting</i>	b_i^{DM} <i>sorting</i>	b_i^{UM} <i>sorting</i>	b_i^M <i>sorting</i>	b_i^{DM} <i>sorting</i>	b_i^{UM} <i>sorting</i>
1	2,2	1,9	3,4	2,5	2,3	2,8	5,6	5,5	5,7
2	2,5	2,4	2,7	3,3	2,9	3,5	4,2	2,0	4,4
3	3,1	2,5	2,2	3,3	3,1	3,2	2,6	2,9	3,1
4	2,9	2,6	2,8	2,7	3,2	2,9	4,9	4,2	3,2
5	3,6	4,5	3,1	3,6	4,2	3,1	4,7	6,5	5,0
5–1	1,4	2,6**	–0,3	1,1	1,9**	0,3	–0,9	1,0	–0,7

Примечание. Здесь и далее в табл. 3 и 4 обозначения «*», «**» и «***» отражают значимость оценок для уровней значимости в 10, 5 и 1% соответственно с учетом корректировки ошибок по методу [Newey, West, 1994].
Источник: расчеты автора.

Монотонность — последовательный рост или снижение средней доходности с увеличением порядкового номера портфеля от 1 до 5 — наблюдается лишь в двух случаях (выделены в таблице 2 жирным шрифтом):

- 1) при использовании индекса рынка криптовалют в качестве референтного и формировании портфелей на основе «бет» синхронного падения средние доходности портфелей возрастают вместе с увеличением соответствующих «бет» по включенным в портфели инструментам;
- 2) при использовании индекса альтернативных инвестиций в качестве референтного и формировании портфелей на основе «бет» синхронного падения средние доходности портфелей возрастают вместе с увеличением соответствующих «бет» по включенным в портфели инструментам.

Эти же два примера формирования портфелей — единственные, которые характеризуются значимыми разностями между доходностями крайних портфелей, пятого и первого, в среднем равными 2,6 и 1,9% в неделю соответственно.

Таким образом, можно прийти к следующему заключению:

- 1) портфель криптовалют, наиболее коррелированных с индексом рынка криптовалют в периоды его обвала, стабильно более доходный, чем портфель криптовалют, наименее коррелированных с тем же индексом;
- 2) портфель криптовалют, наиболее коррелированных с обобщенным индексом альтернативных инвестиций в периоды его обвала, стабильно более доходный, чем портфель криптовалют, наименее коррелированных с тем же индексом;
- 3) корреляции криптовалют с индексом рынка акций, а также корреляции с любыми индексами при попадании в расчет периодов их роста не имеют очевидных связей с доходностями портфелей криптовалют.

Характерным для двух случаев с обнаруженной монотонностью является также то, что существенные различия в средних доходностях по сравнению с соседними портфелями наблюдаются для портфелей 1 и 5, тогда как средние доходности портфелей 2, 3 и 4 более близки друг к другу, что делает целесообразным фокус именно на крайних портфелях при реализации факторной стратегии, а также подтверждает пристальное внимание к фактору риска синхронного падения со стороны участников рынка.

Далее для двух случаев с обнаруженной монотонностью в доходностях портфелей необходимо провести дополнительный факторный анализ, чтобы определить, отражают ли результаты реальную связь доходностей с критерием формирования портфеля или являются совпадением. Как показывает набор дополнительно оцененных регрессий в табл. 3, разности в доходностях крайних

портфелей объясняются тем фактором, по которому происходило распределение инструментов между портфелями, лишь в первом случае: при использовании индекса рынка криптовалют в качестве референтного и «беты» синхронного падения в качестве критерия формирования портфелей повышенная доходность пятого портфеля по сравнению с первым действительно объясняется премией за риск синхронного с индексом обвала на портфельном уровне. Этот факт отражает желание инвесторов в криптовалюты минимизировать собственные потери при панических продажах на рынке криптовалют, что особенно актуально при недостаточной диверсификации портфеля через другие классы активов. При этом наилучшему объяснению разности в доходностях портфелей поддаются при одновременном рассмотрении фактора синхронного падения вместе с факторами SMB и WML, отраженном в модели из уравнения (13) и подтверждающем гипотезу о дополняющем значении SMB и WML в моделях.

В то же время различия в доходностях крайних портфелей, выявленные во втором случае, не демонстрируют значимых связей с рисками обвала на рынках альтернативных инвестиций, а вытекают из влияния ненаблюдаемых факторов.

Т а б л и ц а 3

Результаты портфельного анализа

T a b l e 3

Portfolio Analysis							
Модель	R^2_{adj}	a_p	b^M_p	b^{DM}_i	b^{UM}_i	b^{SMB}_i	b^{WML}_i
Использование индекса криптовалют в качестве прокси (сценарий 1), b^{DM}_i sorting							
8	0,01	0,024**	0,154	–	–	–	–
9	0,01	0,0353**	–	0,322***	0,034	–	–
10	0,04	0,052**	–	0,43***	–	–	–
11	0,03	0,02*	0,15	–	–	0,10	–0,01
12	0,02	0,032*	–	0,33***	0,02	0,10	–0,003
13	0,28	0,024	–	0,38***	–	0,31***	0,30***
Использование индекса альтернативных инвестиций в качестве прокси (сценарий 2), b^{DM}_i sorting							
8	0,002	0,019*	0,255	–	–	–	–
9	0,003	0,022	–	0,485	0,081	–	–
10	0,01	0,015	–	0,253	–	–	–
11	0,03	0,014	0,21	–	–	0,11**	0,012
12	0,03	0,019	–	0,55	–0,05	0,111**	0,015
13	0,10	0,007	–	0,47	–	0,189***	0,14

Источник: расчеты автора.

Таким образом, обнаруживается устойчивая положительная связь между доходностями портфелей криптовалют и их чувствительностями к риску обвала на рынке криптовалют: портфели наиболее подверженных синхронному обвалу инструментов являются наиболее доходными, поскольку инвесторы требуют повышенные премии к доходности за вложения в такие инструменты.

Сводные результаты кросс-секционного анализа, завершающего этапа регрессионного анализа, представлены в табл. 4. Для каждого из трех сценариев определения референтного рынка были поочередно протестированы шесть модельных спецификаций для выявления наиболее качественной при объяснении доходностей криптовалют по периодам и справедливой оценки риск-премий.

Т а б л и ц а 4
Результаты кросс-секционного анализа

Table 4

Cross-sectional Analysis							
Модель	R^2_{adj}	a_i	$Prem_i^M$	$Prem_i^{DM}$	$Prem_i^{UM}$	$Prem_i^{SMB}$	$Prem_i^{WML}$
Использование индекса криптовалют в качестве прокси (сценарий 1)							
14	0,12	0,030***	-0,001	–	–	–	–
15	0,17	0,026***	–	0,010**	-0,001	–	–
16	0,21	0,026**	–	0,011***	–	–	–
17	0,45	0,030***	-0,006	–	–	0,015**	0,021**
18	0,49	0,018**	–	0,013***	-0,002	0,017**	0,022**
19	0,54	0,015	–	0,013***	–	0,017**	0,022**
14	0,02	0,028***	0,001	–	–	–	–
Использование индекса альтернативных инвестиций в качестве прокси (сценарий 2)							
15	0,08	0,026***	–	0,001	0,0005	–	–
16	0,02	0,028***	–	0,001	–	–	–
17	0,11	0,027***	0,001	–	–	0,0098	-0,0038
18	0,16	0,025***	–	0,001	-0,0001	0,006	-0,003
19	0,12	0,026***	–	0,001	–	0,009	-0,003
Использование индекса акций в качестве прокси (сценарий 3)							
14	0,003	0,042***	-0,0002	–	–	–	–
15	0,05	0,044***	–	0,0003	0,0002	–	–
16	0,01	0,043***	–	0,001	–	–	–
17	0,09	0,041***	-0,0003	–	–	0,019	-0,01
18	0,13	0,041***	–	0,0003	0,0002	0,02	-0,004
19	0,09	0,042***	–	0,0001	–	0,011	-0,0034

Источник: расчеты автора.

Как видно по результатам оценки регрессионных моделей, лишь одна из них характеризуется незначимым свободным членом регрессии, свидетельствующим об отсутствии влияния неучтенных факторов. Это оцененная уравнением (19) трехфакторная спецификация на основе риска обвала на рынке криптовалют, SMB и WML, где каждый из факторов имеет статистическую значимость. То есть доходности индивидуальных криптовалют в случайный момент времени складываются в основном из компенсации за риск обвала на рынке криптовалют, а также из премий за фактор малой капитализации и фактор высоких прошлых доходностей. Эта же модель является и единственной, чья объясняющая способность, выраженная через R_{adj}^2 , превысила 50%, что можно считать хорошим показателем для подобных задач и существенно превышает качество трехфакторной модели [Liu et al., 2020], считавшейся оптимальной и использующей в качестве регрессоров фактор риска рынка криптовалют вместе с факторами SMB и WML. В совокупности с результатами портфельного анализа, рассмотренными ранее, это позволяет сделать окончательный вывод об оптимальности измерения рыночного риска криптовалют через риск обвала на рынке криптоактивов и об эффективности трехфакторной модели при описании доходностей криптовалют. Оцененная еженедельная премия к доходности за принятие риска синхронного падения криптовалют составила 1,3%, что при соотношении с коэффициентами чувствительности делает данный риск-фактор основным вкладчиком в итоговые доходности индивидуальных криптовалют. Премии за риски SMB и WML составили 1,7 и 2,2% в неделю соответственно, однако чувствительность криптоактивов к этим риск-факторам по модулю сравнительно невысока, ввиду чего они являются лишь второстепенными вкладчиками в итоговые доходности криптовалют.

В то же время, как и на этапе портфельного анализа, получается, что обобщенный индекс рынка альтернативных инвестиций и индекс рынка акций слабо подходят в качестве прокси для измерения систематического риска криптовалют, поскольку премии за эти виды риска не являются значимыми ни при рассмотрении в целом, ни при разделении на периоды роста или обвала соответствующего рынка. Это в очередной раз подтверждает, что агенты при формировании собственных ожиданий по доходностям криптовалют воспринимают рынок криптоактивов как обособленный и практически не ориентируются на происходящее на рынках прочих финансовых активов — как акций, представляющих традиционные финансовые активы и коррелирующих с экономическим развитием в широком смысле, так и разнообразных форм альтернативных инвестиций.

Заключение

В настоящей работе был впервые выполнен подробный анализ воздействия риска синхронного (с рынком) падения криптовалют на их доходности. Влияние этого риск-фактора рассматривалось сразу в нескольких плоскостях: с одной стороны, был проведен анализ крупных портфелей криптовалют с еженедельной ребалансировкой на пятилетнем горизонте, с другой — кросс-секционный анализ, отражающий премии по различным видам рисков на еженедельной основе для того же временного отрезка и набора инструментов. Было рассмотрено сразу три подхода к измерению рыночного риска криптовалют: через корреляцию с индексом рынка криптовалют, обобщенного рынка альтернативных инвестиций и рынка акций соответственно — для воссоздания реалистичных сценариев возможного инвестиционного выбора.

В результате проведенного анализа было выявлено, что доходности криптовалют очень чувствительны к риску обвала на рынке криптоактивов, в среднем демонстрируя почти идеальную корреляцию с индексом в периоды его падения. В этом смысле криптовалюты оказались схожи с традиционными классами финансовых активов, также демонстрирующих большую подверженность риску синхронного падения. Оцененная на периоде с 2014 по 2018 год премия за риск синхронного падения составила 1,3% в неделю на единицу риска и оказалась ключевым компонентом в доходностях криптовалют за этот период. Иными словами, инвестируя в криптовалюты, агенты прежде всего учитывают то, как эти активы ведут себя в моменты падения рынка, возникающие достаточно регулярно. За счет этого высокочувствительные к риску обвала на рынке криптовалют инструменты в среднем являются значительно более доходными, чем малочувствительные инструменты, отражая требуемую инвесторами компенсацию за принимаемый риск.

Закономерность, выявленная на уровне индивидуальных инструментов, подтверждается и на портфельном уровне: рассмотренная портфельная стратегия, состоящая в занятии длинной позиции по 20% наиболее чувствительных к риску синхронного падения криптовалют при одновременном занятии короткой позиции по 20% наименее чувствительных к риску синхронного падения криптовалют, продемонстрировала значимые положительные доходности, в среднем составившие 2,6% в неделю на проанализированном пятилетнем отрезке. Как было показано, этот феномен не может быть отнесен к сторонним факторам, что обуславливает значительный потенциал доходности стратегии при ее воспроизведении в будущем.

Дополнительно было определено, что в линейных моделях доходности криптовалют использование фактора риска синхронного паде-

ния вместо традиционного фактора рыночного риска приводит к росту объясняющей способности моделей. Так, наиболее качественной из рассмотренных спецификаций стала модель, объединяющая в себе три фактора: риск синхронного падения, SMB и WML, — причем эта модель способна объяснить более 50% дисперсии кросс-секционных доходностей одновременно с отсутствием ненаблюдаемых эффектов и превосходит ранее представленные в литературе спецификации.

При этом попытки измерения систематического риска криптовалют через индексы сторонних рынков — обобщенный индекс альтернативных инвестиций и индекс акций — не увенчались успехом, продемонстрировав отсутствие стабильных корреляций и незначимые риск-премии, что говорит о сохраняющейся автономности криптовалют в глазах инвесторов и их особом месте в линейке доступных финансовых инструментов. Иными словами, инвестируя в криптовалюты, инвесторы не ориентируются на динамику прочих финансовых активов, не воспринимая их в качестве замены позициям в криптоактивах.

Таким образом, результаты исследования подчеркивают важность учета риска синхронного падения при анализе доходностей криптовалют и дают возможность выработать как практические, так и теоретические рекомендации. Практические рекомендации состоят в том, что риск рыночного обвала является ключевым фактором итоговой доходности криптовалют, а потому «бета» синхронного падения должна выступать ключевым риск-таргетом при определении параметров будущего инвестиционного портфеля криптовалют, превосходя в этом качестве классическую рыночную «бету». При этом инструменты с высокими «бетами» синхронного падения, как правило, содержат ценовые дисконты и имеют больший потенциал доходностей по сравнению с менее чувствительными к риску обвала инструментами, что подтверждается их системно более высокими историческими доходностями. Теоретические рекомендации заключаются в том, что риск обвала на рынке криптовалют как риск-фактор должен включаться в состав регрессоров при последующих разработках моделей доходности криптовалют, поскольку имеет самую высокую объясняющую способность среди метрик рыночного риска криптоактивов, не покрывается иными риск-факторами и приводит к повышению качества линейных моделей ценообразования.

Возможности для дальнейших исследований видятся прежде всего в проведении большей кластеризации криптовалют и последующем рассмотрении их групповых свойств, включая подверженность специфическим рискам. Нельзя исключать, что разные инструменты распространены среди принципиально разных групп инвесторов, а потому релевантные риск-факторы могут быть различны для каждой из выделенных подгрупп инструмен-

тов. Кроме того, как отмечалось, криптовалюты имеют спекулятивную природу, ввиду чего актуально рассмотрение влияния сентимента и масштабных разовых факторов на их доходности.

References

1. Abbas Q., Ayub U., Sargana S. M., Saeed S. K. From Regular-Beta CAPM to Downside-Beta CAPM. *European Journal of Social Sciences*, 2011, vol. 21, no. 2, pp. 189-203.
2. Andrianto Y., Diputra Y. The Effect of Cryptocurrency on Investment Portfolio Effectiveness. *Journal of Finance and Accounting*, 2017, vol. 5, no. 6, pp. 229-238. DOI: 10.11648/j.jfa.20170506.14.
3. Ang A., Chen J., Xing Y. Downside Risk. *The Review of Financial Studies*, 2006, vol. 19, no. 4, pp. 1191-1239. DOI: 10.1093/rfs/hhj035.
4. Belitski M., Boreiko D. Success Factors of Initial Coin Offerings. *The Journal of Technology Transfer*, 2021, vol. 47, no. 6, pp. 1690-1706. DOI: 10.1007/s10961-021-09894-x.
5. Boido C., Fasano A. Alternative Assets: A Comparison Between Commodities and Traditional Asset Classes. *ICFAI Journal of Derivatives Markets*, 2009, vol. 6, no. 2, pp. 74-105.
6. Dickey D. A., Fuller W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, vol. 74, no. 366a, pp. 427-431. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531.
7. Dobrynskaya V. Downside Market Risks of Carry Trades. *Review of Finance*, 2014, vol. 18, no. 5, pp. 1885-1913. DOI: 10.1093/rof/rfu004.
8. Fama E. F., Macbeth J. D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 1973, vol. 81, no. 3, pp. 607-636. DOI: 10.1086/260061.
9. Gilbert S., Loi H. Digital Currency Risk. *International Journal of Economics and Finance*, 2018, vol. 10, no. 2, pp. 108-123. DOI: 10.5539/IJEF.V10N2P108.
10. Gul F. A Theory of Disappointment Aversion. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1991, vol. 59, no. 3, pp. 667-686. DOI: 10.2307/2938223.
11. Hausman J. A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1978, vol. 46, no. 6, pp. 1251-1271. DOI: 10.2307/1913827.
12. Kahneman D., Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, 1979, vol. 52, no. 4, pp. 263-291. DOI: 10.1142/9789814417358_0006.
13. Lettau M., Maggiori M., Weber M. Conditional Risk Premia in Currency Markets and Other Asset Classes. *Journal of Financial Economics*, 2014, vol. 114, no. 2, pp. 197-225. DOI: 10.1016/j.jfineco.2014.07.001.
14. Liu W., Liang X., Cui W. Common Risk Factors in the Returns on Cryptocurrencies. *Economic Modelling*, 2020, vol. 86, pp. 299-325. DOI: 10.1016/j.econmod.2019.09.035.
15. Liu Y., Tsyvinski A. Risks and Returns of Cryptocurrency. *The Review of Financial Studies*, 2021, vol. 34, no. 6, pp. 2689-2727. DOI: 10.1093/rfs/hhaa113.
16. Liu Y., Tsyvinski A., Wu X. Common Risk Factors in Cryptocurrency. *The Journal of Finance*, 2022, vol. 77, no. 2, pp. 1133-1177. DOI: 10.1111/jofi.13119.
17. Makarov I., Schoar A. Trading and Arbitrage in Cryptocurrency Markets. *Journal of Financial Economics*, 2020, vol. 135, no. 2, pp. 293-319. DOI: 10.1016/j.jfineco.2019.07.001.
18. Nakamoto S. Bitcoin: A Peer-To-Peer Electronic Cash System. *Decentralized Business Review*, 2008, art. 21260.
19. Newey W. K., West K. D. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *The Review of Economic Studies*, 1994, vol. 61, no. 4, pp. 631-653. DOI: 10.2307/2297912.
20. Roy A. Safety First and the Holding of Assets. *Econometrica*, 1952, vol. 20, no. 3, pp. 431-449. DOI: 10.2307/1907413.
21. Yermack D. Is Bitcoin a Real Currency? An Economic Appraisal. In: *Handbook of Digital Currency*. New York, 2015, pp. 31-43. DOI: 10.1016/B978-0-12-802117-0.00002-3.
22. Zhang W., Li Y., Xiong X., Wang P. Downside Risk and the Cross-Section of Cryptocurrency Returns. *Journal of Banking and Finance*, 2021, vol. 133, pp. 106246. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2021.106246.

Межбюджетные отношения

Влияние межбюджетных отношений на экономический рост в регионах

Игорь Юрьевич Арлашкин

ORCID: 0000-0003-4303-713X

Научный сотрудник лаборатории исследований бюджетной политики, Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82)
E-mail: arlashkin@ranepa.ru

Ирина Николаевна Филиппова

ORCID: 0000-0002-8506-1595

Кандидат экономических наук, научный сотрудник кафедры конкурентной и промышленной политики экономического факультета, МГУ им. М. В. Ломоносова (РФ, 119234, Москва, Ленинские Горы, 1, стр. 46); старший преподаватель, Московский Государственный университет — Пекинский Политехнический институт в Шэньчжэне (Китай, 518172, Шэньчжэнь, ул. Гоцзидасюэюань, 1)
E-mail: infilippova@econ.msu.ru

Александр Николаевич Дерюгин

ORCID: 0000-0003-0748-168X

Старший научный сотрудник лаборатории исследований бюджетной политики, Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82)
E-mail: aderyugin@nifi.ru

Аннотация

В статье рассматривается влияние внутрирегиональной бюджетной децентрализации и структуры региональной финансовой помощи местным бюджетам на региональный экономический рост. Для этого оцениваются панельные регрессии на данных российских регионов за 2011–2021 и 2015–2021 годы. Результаты расчетов показывают, что взаимосвязь между уровнем расходной децентрализации и темпами экономического роста носит n-образный характер, при этом увеличение уровня расходной децентрализации может положительно сказаться на экономическом росте только для тех регионов, в которых ее исходный уровень заметно ниже 30%. Однако между уровнем налоговой децентрализации и темпами экономического роста значимая связь отсутствует. Влияние на рост ВРП отдельных инструментов предоставления финансовой помощи местным бюджетам оказалось различным для обеспеченных и малообеспеченных регионов. В малообеспеченных регионах региональная финансовая помощь отрицательно влияет на экономический рост, то есть стимулировать экономический рост в таких регионах следует через увеличение собственных доходов (или доходной базы) местных бюджетов. Кроме того, в малообеспеченных регионах отрицательное влияние на темпы экономического роста оказывает доля целевой финансовой помощи, поэтому предпочтительной формой оказания финансовой помощи таким регионам является нецелевая. Предоставление капитальных субсидий положительно влияет на темпы экономического роста, причем этот эффект выражен сильнее в более обеспеченных регионах. Передача финансовой помощи в форме нормативов налоговых отчислений, а также в целом увеличение уровня налоговой децентрализации не показали значимого влияния на экономический рост.

Ключевые слова: валовой региональный продукт, финансовая помощь, местные бюджеты, децентрализация

JEL: H61, H12, H77, H74, C23

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Public Funding Interrelations

The Influence of Intergovernmental Fiscal Relations on Regional Economic Growth

Igor Y. Arlashkin

ORCID: 0000-0003-4303-713X

Research Fellow, Laboratory for Budget Policy
Research, Institute of Applied Economic
Research, RANEPA;^a
e-mail: arlashkin@ranepa.ru

Irina N. Filippova

ORCID: 0000-0002-8506-1595

Cand. Sci. (Econ.), Research Fellow,
Department of Competition and Industrial
Policy, Faculty of Economics, Lomonosov
Moscow State University;^b Senior Lecturer,
Shenzhen MSU-BIT University;^c
e-mail: infilippova@econ.msu.ru

Alexander N. Deryugin

ORCID: 0000-0003-0748-168X

Senior Research Fellow, Laboratory for Budget
Policy Research, Institute of Applied Economic
Research, RANEPA;^a e-mail: aderyugin@nifi.ru

^a 82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571,
Russian Federation

^b 1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119234,
Russian Federation

^c 1, International University Park Road,
Shenzhen, 518172, China

Abstract

The article examines the impact on regional economic growth from intraregional fiscal decentralization and the structure of regional financial assistance to local public budgets. For this purpose, a panel regression was arrived at using the data from Russia's regions for 2011–2021 or for 2015–2021. The resulting calculations demonstrate that the relationship between the degree of decentralization of expenditures and the rate of economic growth is α -shaped. While an increase in the decentralization of expenditures can have a positive effect on economic growth, that holds true only for those regions in which the initial level of decentralized expenditures is significantly below 30%. However, there is no significant relationship between the degree of decentralization of taxation and the rate of economic growth. The impact on GRP growth of individual instruments for providing financial assistance to local budgets turned out to be different for wealthier and low-income regions. In low-income regions, regional financial assistance has a negative effect on economic growth; that is, economic growth in such regions should be fostered by increasing the revenue of the local budgets (or revenue base). In addition, for low-income regions, targeted financial assistance tends to dampen economic growth; therefore, non-targeted financial assistance to such regions is preferable. Capital subsidies accelerate economic growth, and this effect is more pronounced in wealthier regions. However, neither increasing tax sharing by a few percentage points, nor an overall increase in the level of tax decentralization, showed a significant impact on economic growth.

Keywords: gross regional product, financial assistance, local budgets, decentralization

JEL: H61, H12, H77, H74, C23

Acknowledgements

The article has been prepared as part of the RANEPA state research assignment program.

Введение

В теории фискального федерализма предполагается, что между уровнем фискальной децентрализации и экономическим ростом существует положительная взаимосвязь. Это предположение основано на теореме о децентрализации Оутса, согласно которой нижестоящие уровни власти обладают большей информацией о реальных потребностях и предпочтениях жителей и поэтому принимают более эффективные расходные решения [Oates, 1972]. Эффективность бюджетных расходов, в свою очередь, способствует экономическому росту [Brueckner, 2005; Thiessen, 2000].

Взаимосвязь между экономическим ростом и уровнем фискальной децентрализации является предметом множества работ по фискальному федерализму, обзор которых можно найти, например, в [Бухарский, Лавров, 2021; Дерюгин и др., 2021]. Далеко не все эмпирические исследования подтверждают наличие положительной связи между уровнем фискальной децентрализации и экономическим ростом: в каких-то странах связь не обнаруживается, в каких-то она отрицательная, в каких-то положительная связь наблюдается только для расходной децентрализации, в каких-то — для налоговой децентрализации. Такой разброс результатов во многом объясняется различиями в институциональных условиях, в том числе наличием у местных властей реальных расходных полномочий, позволяющих повышать эффективность бюджетных расходов, поскольку именно повышение эффективности расходов рассматривается в литературе как основной канал влияния на экономический рост.

Кроме того, связь между уровнем фискальной децентрализации и экономическим ростом может носить нелинейный (квадратичный) характер, в частности иметь $\cap$ -образную форму [Thiessen, 2003]. Это означает, что до достижения определенного уровня фискальная децентрализация стимулирует экономический рост, а после достижения этого уровня — дестимулирует.

Нелинейность связи может объясняться наличием внешних эффектов при расходовании средств на одной территории [Thiessen, 2003]. Другая причина связана с распределением квалифицированных работников: наиболее квалифицированные служащие концентрируются на верхних уровнях власти, поэтому решения, принимаемые региональным правительством, могут быть эффективнее решений, принимаемых местными властями [Tanzi, 1996]. В российских условиях еще одна причина может заключаться в том, что местные власти не всегда самостоятельны в принятии расходных решений, в особенности если соответствующие расходы финансируются за счет целевых трансфертов. Искажение структуры расходов местных бюджетов даже при высоком уровне

фискальной децентрализации может приводить к принятию неэффективных бюджетных решений.

Большое значение также имеет характер децентрализации: в случае если на нижние уровни были переданы расходные обязательства, принято говорить о расходной децентрализации, если налоговые доходы — о налоговой децентрализации. Так, в [Forman et al., 2020] указывается, что большинство последних эмпирических исследований подтверждает значительно более сильное влияние на экономический рост налоговой децентрализации, чем расходной. Это может объясняться множеством факторов, но один из наиболее значимых — наличие у субнационального правительства стимула к развитию территориальной экономики, который сильнее проявляется тогда, когда дополнительные налоговые доходы в результате развития экономики поступают в субнациональный бюджет. Это ставит вопрос о том, в какой форме предпочтительнее предоставлять финансовую помощь, в том случае если одной из целей межбюджетной политики является повышение темпов экономического роста.

Исходя из теоремы о децентрализации Оутса, можно предположить, что нецелевая финансовая помощь в целом должна оказывать положительный эффект на экономический рост, поскольку в таком случае расходы получателей финансовой помощи не связаны требованиями вышестоящего уровня и в большей степени отражают приоритеты местного сообщества. На основе той же логики можно сделать вывод, что целевая финансовая помощь в целом должна оказывать отрицательное влияние на экономический рост. Исключение составляют капитальные трансферты (в частности, капитальные субсидии), поскольку они прямо направлены на софинансирование инвестиционных проектов, а значит, на стимулирование экономического роста.

Взаимосвязь между внутрирегиональной бюджетной децентрализацией и региональным экономическим ростом исследовалась на панельных данных российских регионов лишь в нескольких работах. Показано, что внутрирегиональная расходная децентрализация может влиять на региональный экономический рост отрицательно, если не сопровождается налоговой децентрализацией [Юшков, 2016]. Внутрирегиональная децентрализация налоговых доходов также может быть положительно связана с региональным экономическим ростом, но это справедливо только для отдельных налогов и преимущественно для менее обеспеченных регионов [Дерюгин и др., 2021]. Нелинейный характер взаимосвязи между децентрализацией и экономическим ростом подтвержден для доходной децентрализации (без учета субвенций) и децентрализации поступлений по НДС [Тимушев, 2019]. В ка-

честве показателя экономического роста во всех работах использовался реальный рост ВРП, однако в [Тимушев, 2021] получила подтверждение гипотеза о нелинейной взаимосвязи между децентрализацией и уровнем инвестиций, при этом влияние налоговой децентрализации сильнее, чем расходной.

В настоящей статье продолжается исследование взаимосвязи между уровнем внутрирегиональной децентрализации и региональным экономическим ростом, для чего используются данные по 2021 год включительно, а также оценивается влияние региональной финансовой помощи и ее характера (целевого или нецелевого), что составляет научную новизну работы.

В отношении влияния внутрирегиональной бюджетной децентрализации и региональной финансовой помощи местным бюджетам на региональный экономический рост выдвигаются следующие гипотезы:

- 1) чем выше уровень внутрирегиональной расходной децентрализации, тем выше темпы регионального экономического роста (либо эта зависимость носит Π -образный характер);
- 2) чем выше уровень внутрирегиональной налоговой децентрализации, тем выше темпы регионального экономического роста;
- 3) чем выше доля региональной финансовой помощи в доходах местных бюджетов, тем ниже темпы регионального экономического роста, то есть финансирование местных бюджетов за счет собственных источников предпочтительнее;
- 4) чем выше доля целевой региональной финансовой помощи в доходах местных бюджетов, тем ниже темпы регионального экономического роста, поэтому финансирование местных бюджетов за счет нецелевых источников предпочтительнее;
- 5) чем выше доля капитальных субсидий и доля переданных нормативов налоговых отчислений в доходах местных бюджетов, тем выше темпы регионального экономического роста.

Последняя гипотеза основывается на предположении, что капитальные субсидии являются инструментом финансирования инвестиций, что напрямую влияет на экономический рост, а нормативы налоговых отчислений создают стимулы к увеличению налоговой базы и экономическому росту.

1. Спецификация модели

В рамках данного раздела предлагается эмпирическая оценка влияния различных мер поддержки местных бюджетов на регио-

нальный экономический рост. Предполагается, что грамотная система мер поддержки местных бюджетов вместе с распределением доходных полномочий между уровнями бюджетной системы в регионах может обеспечить систему стимулов к развитию экономики для муниципальных и региональных властей.

Для оценки влияния особенностей и структуры финансовой поддержки местных властей используется регрессия, общий вид уравнения которой приведен в формуле (1):

$$GRP_{growth_{it}} = \beta_1 + \beta_2 \dot{L}_{it} + \beta_3 \dot{K}_{it} + \beta_4 L \cdot \ln GRP_{it} + \beta_5 X + \beta_6 Z + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где $GRP_{growth_{it}}$ — показатель экономического роста в регионе i в год t , $\dot{L}_{it}$ — оценка темпа прироста трудовых ресурсов в регионе i в год t , $\dot{K}_{it}$ — оценка темпа прироста капитала в регионе i в год t , $L \cdot \ln GRP_{it}$ — логарифм ВРП в регионе i в год $t-1$ (то есть в предыдущем периоде) либо в 2010 году (то есть в базовом периоде) в зависимости от спецификации модели, переменная используется для оценки начального уровня экономического роста, X — вектор контрольных переменных, Z — вектор переменных интереса, характеризующих межбюджетные отношения, ε_{it} — случайная ошибка.

Показатели оцениваются на основе данных Росстата. Для оценки экономического роста используется показатель индекса физического объема регионального ВРП, который учитывает не только долгосрочный экономический рост, но и циклические колебания. Оценка темпа прироста капитала рассчитывается как отношение инвестиций по полному кругу организаций в рассматриваемом году за вычетом суммы ликвидированных основных средств по полному кругу организаций в рассматриваемом году к запасу основных средств по полному кругу организаций на начало рассматриваемого года. Для оценки темпов прироста трудовых ресурсов используется показатель прироста численности населения (в процентах) с добавлением контрольных переменных в виде доли занятого населения в регионе в общей численности населения, а также доли занятого населения с высшим образованием в численности занятого населения, позволяющих оценить уровень человеческого капитала в регионе. Для учета эффекта базы и возможных эффектов конвергенции используется реальный ВРП на душу населения в постоянных ценах.

В качестве одной из контрольных переменных выступает показатель доли добывающей промышленности в ВРП, отражающий структуру экономики региона. Для учета характера взаимоотношений региона и федерального центра используется показатель трансфертозависимости, определяемый как доля межбюджет-

ных трансфертов без субвенций в общем объеме доходов консолидированных бюджетов регионов (далее — КБР) без субвенций. Так как трансферты могут отличаться от налоговых доходов по своему стимулирующему эффекту, включение этого показателя позволяет оценить, различаются ли стимулы региональных правительств к наращиванию собственной налоговой базы в зависимости от объемов финансовой помощи из федерального бюджета. Кроме того, при высоких значениях этого показателя региональные власти теряют автономию в принятии решений относительно некоторых направлений расходов, что может сказываться и на их бюджетной политике в отношении предоставления финансовой помощи местным бюджетам. Для исключения влияния большой вариации средних (по регионам) темпов экономического роста, связанной с тем, что рассматриваемый период включает два кризиса (2014–2015 и 2020–2021 годов), во все модели включаются фиксированные эффекты года.

Оценка проводилась на основе данных по регионам России за 2011–2021 годы. Часть оценок из-за недоступности детализации данных проводилась за 2015–2021 годы. Выборка включает 73 субъекта Российской Федерации, некоторые регионы исключены¹.

2. Влияние расходной и доходной децентрализации

В качестве переменных интереса используется ряд показателей, характеризующих уровень развития федерализма в регионе, а также различные меры финансовой поддержки местных властей. Первым показателем является уровень расходной децентрализации, позволяющий ответить на вопрос, имеются ли положительные эффекты от передачи большего объема расходных полномочий на местный уровень. Чем ниже уровень власти, тем большей информацией он обладает относительно нужд населения и тем лучше он может распределять ресурсы при предоставлении общественных благ [Oates, 1999; Thiessen, 2000]. Более эффективное распределение ресурсов стимулирует экономический рост. Поэтому больший уровень расходной децентрализации, то есть передача права принятия решения о расходовании средств на местный уровень, может стимулировать экономический рост.

¹ В связи с низкой достоверностью данных за ранние периоды исключены Республика Ингушетия и Чеченская Республика, из-за отсутствия наблюдений до 2015 года исключена Республика Крым. Из-за отсутствия сопоставимой с другими регионами системы организации местного самоуправления и межбюджетных отношений исключены города федерального значения: Москва, Санкт-Петербург и Севастополь. Архангельская и Тюменская области, Ненецкий, Ханты-Мансийский и Ямало-Ненецкий автономные округа исключены из-за большого объема нефтегазовых ресурсов на территории региона, а также из-за особенностей распределения налоговых доходов между областями и автономными округами, Чукотский автономный округ исключен в связи с низкой плотностью и численностью населения, а также большой волатильностью значений переменных.

Эмпирические работы показывают, что указанная зависимость имеет форму Π -образной кривой: увеличение местных расходов только до определенного уровня может стимулировать экономический рост [Thiessen, 2003]. Это связано, в частности, с наличием внешних эффектов при расходовании средств на одной территории.

Другая причина ограниченности положительного эффекта от передачи расходов на местный уровень связана с распределением квалифицированных работников: в среднем более квалифицированные служащие концентрируются на верхних уровнях власти, поэтому решения, принимаемые региональным правительством, могут быть эффективнее решений, принимаемых местными властями [Brueckner, 1999; Tanzi, 1996]. Таким образом, можно сформулировать *гипотезу 1*, в соответствии с которой в России темпы регионального экономического роста положительно или нелинейно (Π -образно) связаны с уровнем внутрирегиональной расходной децентрализации.

При этом необходимо подчеркнуть, что предложенная оценка уровня децентрализации расходов показывает, на каком уровне власти были профинансированы расходы, а не на каком уровне были приняты основные решения, в результате которых возникли соответствующие расходные обязательства. Зачастую решения о направлении расходов средств принимаются на федеральном или региональном уровне, а местный уровень их только исполняет. Хотя при расчете этого показателя исключены субвенции, носящие целевой характер и использующиеся для финансирования исполнения региональных и федеральных полномочий на местном уровне, остальные группы расходов местных бюджетов также в значительной степени определяются региональным и федеральным регулированием.

Так как расходная децентрализация напрямую связана с объемом передаваемой финансовой помощи от региона в местные бюджеты, то положительная связь подтвердит обоснованность рекомендаций по выделению дополнительных объемов финансовой помощи. Показатель расходной децентрализации оценивается по формуле (2):

$$\text{Расходная децентрализация} = \frac{\text{Расходы КБР} - \text{Расходы БР} + (\text{Трансферты МБ} - \text{Субвенции МБ})}{\text{Расходы КБР} - \text{Субвенции КБР}} \times 100\%, \quad (2)$$

где *Расходы КБР* — общий объем расходов консолидированного бюджета региона, *Расходы БР* — объем расходов бюджета региона, *Трансферты МБ* — объем трансфертов, предоставляемых местным бюджетам из других бюджетов бюджетной системы, *Субвенции МБ* — объем субвенций, предоставляемых местным

бюджетам из других бюджетов бюджетной системы, *Субвенции КБР* — объем субвенций, предоставляемых консолидированным бюджетам регионов из других бюджетов бюджетной системы.

Альтернативным показателем децентрализации может служить налоговая децентрализация. В рамках настоящего исследования она рассчитывается как доля налоговых доходов местных бюджетов в налоговых доходах консолидированного регионального бюджета. Эта доля может меняться за счет нескольких факторов. Фактор, определяемый региональными властями, — передача налоговых нормативов в местные бюджеты. Налоговые нормативы местным бюджетам сверх установленных Бюджетным кодексом Российской Федерации (далее — БК РФ) могут создавать дополнительные стимулы для местных властей к увеличению налогооблагаемой базы и тем самым стимулировать экономический рост. Это приводит к *гипотезе 2* о том, что передача налоговых доходов на местный уровень может стимулировать экономический рост.

Рассмотрим описательную статистику показателей налоговой и расходной децентрализации за 2011–2021 годы по 73 регионам (табл. 1 и 2).

Т а б л и ц а 1

Описательная статистика уровня налоговой децентрализации в годовом разрезе (%)

T a b l e 1

Annual Degree of Tax Decentralization (%)

Год	Число наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
2011	73	25,6	4,8	16,7	44,3
2012	73	23,9	4,1	15,1	41,7
2013	73	24,9	4,1	13,3	43,5
2014	73	21,7	4,1	9,6	40,9
2015	73	21,1	4,2	8,0	40,2
2016	73	20,0	3,9	12,8	38,1
2017	73	19,9	3,7	13,4	37,3
2018	73	19,5	4,0	12,3	37,5
2019	73	19,6	3,8	12,7	36,2
2020	73	20,4	3,5	13,9	33,5
2021	73	18,3	3,8	12,0	32,9
За период	803	21,4	4,6	8,0	44,3

Источник: расчеты авторов по данным Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>.

Из табл. 1 видно, что средний уровень налоговой децентрализации за рассматриваемый период составил 21%, что, по сравнению с федеративными странами ОЭСР, является невысоким показате-

лем². При этом в РФ наблюдается тенденция к его снижению с максимального среднего значения в 25,6% в 2011 году до 18,3% в 2021-м. В период кризиса 2020 года налоговая децентрализация была выше по сравнению с 2019 и 2021 годами по причине более сильного падения налога на прибыль организаций, зачисляемого в региональные бюджеты. В 2014–2015 годах показатель также был выше, чем в период восстановительного роста в 2016 году. Кроме того, во все годы наблюдался значительный разброс показателя между регионами: максимально передавалось 44,3% налоговых доходов на местный уровень в Республике Алтай в 2011 году, а минимально — 8% в Сахалинской области в 2015 году.

В табл. 2 приведена описательная статистика показателей расходной децентрализации в рассматриваемый период 2011–2021 годов по 73 регионам. Ввиду наличия межбюджетных трансфертов уровень расходной децентрализации в регионах превышает налоговую децентрализацию, его среднее значение по выборке составляло 30,5%.

Т а б л и ц а 2

Описательная статистика уровня расходной децентрализации в годовом разрезе (%)

T a b l e 2

Annual Degree of Expenditure Decentralization (%)

Год	Число наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
2011	73	36,7	6,5	19,6	52,6
2012	73	32,9	5,7	17,8	46,0
2013	73	33,3	5,8	16,9	46,0
2014	73	30,0	5,7	17,9	51,1
2015	73	28,8	5,3	16,9	43,1
2016	73	28,9	5,3	17,9	42,7
2017	73	29,6	5,6	15,8	42,6
2018	73	29,5	5,4	15,7	43,9
2019	73	30,0	5,8	18,2	45,3
2020	73	27,5	5,3	17,1	43,2
2021	73	27,9	4,9	15,8	42,7
За период	803	30,5	6,1	15,7	52,6

Источник: расчеты авторов по данным Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru>.

Динамика среднего уровня расходной децентрализации за 2011–2021 годы указывает на его снижение с 36,7% в 2011 году до 27,9% в 2021-м. Таким образом, на выборке из 73 регионов России наблюдалось снижение расходной децентрализации

² Tax Revenue as Percentage of Total General Government Tax Revenue, Table 9: 1965–2022. https://www.oecd.org/ctp/federalism/fiscal-decentralisation-database/table9_tax_rev_rs_tot-tax-rev.xlsx.

на фоне положительного регионального экономического роста. В кризисные периоды 2014–2015 и 2020–2021 годов также имело место снижение уровня расходной децентрализации, поскольку расходы, связанные с антикризисной политикой, реализовывались в основном на региональном уровне, в то время как местные расходы в целях экономии средств могли сокращаться. При этом наблюдался и значительный межрегиональный разброс в уровне расходной децентрализации: максимальное значение (52,6%) было достигнуто в Кемеровской области в 2011 году, а минимальное (15,7%) — в Калининградской области в 2018-м.

Показатели расходной и налоговой децентрализации используются в качестве переменных интереса при оценке регрессии регионального экономического роста, описанной формулой (1). Для выявления нелинейного характера связи в регрессию добавлен квадрат переменной децентрализации. При оценке регрессии использовались несколько моделей: модель пула (OLS), модель в средних (between effects — BE), модель с фиксированными эффектами (fixed effects — FE), а также модель на основе системного обобщенного метода моментов (GMM system).

Поскольку предпосылки ни одной из моделей не выполняются в полной мере, использование нескольких моделей оценок позволяет получить представление о наиболее вероятном характере связи. Так, модель с фиксированными эффектами предполагает наличие ненаблюдаемых неизменных (медленно меняющихся) во времени региональных эффектов, оказывающих влияние на экономический рост, таких как институциональная среда, культурные особенности, географическое положение и др. Эта модель должна дать состоятельные и эффективные оценки в случае, если переменные экзогенны. Однако можно предположить, что существует эндогенность между экономическим ростом и переменными интереса: бюджетная политика, проводимая регионами, может зависеть от фазы цикла. По этой причине строятся оценки с помощью GMM system, позволяющие учесть подобную эндогенность. Однако в таких оценках не решается проблема влияния фиксированных эффектов.

Другая потенциальная проблема использования модели с фиксированными эффектами — небольшие изменения используемых показателей во времени: в таком случае вариации переменных региональной бюджетной политики недостаточно для получения значимых оценок. В GMM system также используются первые разности, поэтому малая вариация между годами для этих оценок может быть проблемой, но не столь критичной, поскольку используется информация об уровневых зна-

чениях переменных. Чтобы решить эту проблему, оценивается модель в средних (between effects), которая покажет, как в среднем за рассматриваемый период были связаны экономический рост и переменная интереса. Эта модель в большей степени дает оценку долгосрочной связи, учитывая среднегодовой темп роста за рассматриваемый период. Указанная оценка строится на имеющейся выборке регионов, число которых составляет 73, а этого количества точек может быть недостаточно для получения состоятельности оценок (желательно, чтобы число наблюдений превышало 100), кроме того, модель также не решает проблему учета фиксированных эффектов.

В случае низкого уровня вариации также может быть использована оценка случайных эффектов, но ее предпосылки не согласуются с используемыми данными, поэтому от нее было решено отказаться.

Наконец, для оценки может использоваться МНК-модель пула, которая решает проблему малого числа переменных и сохранения информации об уровне переменной (а не только ее изменении), но при этом игнорирует информацию о панельной структуре данных. Поэтому в рамках настоящей работы используются четыре модели, и одинаковые результаты, полученные разными моделями, свидетельствуют о найденной связи. При этом интерпретация результатов в рамках разных моделей будет различаться.

В табл. 3 приведены результаты оценки регрессий для расходной децентрализации. Значимость ключевых контрольных переменных — темпа роста труда и капитала — говорит о том, что удалось построить корректную модель регионального экономического роста. Неустойчивость коэффициентов между разными моделями определяется тем, что для оценки моделей используется различная информация: только изменение переменных, или только их среднее значение, или только их уровни. Отрицательный знак при переменных лага ВРП на душу и ВРП на душу в базовом году для моделей (1) и (2) говорит о наличии конвергенции: более бедные регионы росли более быстрыми темпами, что соотносится с результатами других исследований [Oshchepkov et al., 2023]. При этом получены незначимые коэффициенты при контрольной переменной оценки человеческого капитала — доли занятых с высшим образованием; хотя результаты устойчивы к его исключению из регрессии, приведены расчеты с его сохранением, чтобы продемонстрировать, что данный фактор был учтен в расчетах, как в работах [Юшков, 2016; Canavire-Bacarreza et al., 2020]. Полученный результат, свидетельствующий об отсутствии влияния качества человеческого

капитала в регрессиях роста для российских регионов, требует дальнейших исследований.

Следует отметить наличие отрицательной связи темпов роста ВРП с трансфертозависимостью региона, которая сохраняется и в модели GMM system, решающей проблему потенциальной эндогенности из-за двусторонней причинно-следственной связи между переменными. Сама модель при этом удовлетворяет тестам на автокорреляцию и тесту Хансена. Таким образом, можно утверждать, что увеличение доли трансфертов в доходах консолидированного регионального бюджета снижает стимулы к развитию собственной налогооблагаемой базы и экономическому росту. По оценке модели (4), величина снижения стимулов наибольшая: при увеличении доли трансфертов в доходах региона на 1 п.п. темп экономического роста замедляется на 0,16 п.п., но в других моделях эффект ниже.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценки квадратичной зависимости регионального экономического роста от уровня расходной децентрализации

T a b l e 3

**Quadratic Dependence of Regional Economic Growth
on the Degree of Expenditure Decentralization**

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	BE	FE	GMM system
Расходная децентрализация	0,321*** (0,118)	0,503** (0,199)	0,113 (0,148)	0,540 (0,443)
(Расходная децентрализация) ²	-0,006*** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,011 (0,008)
Трансфертозависимость	-0,018* (0,010)	-0,008 (0,011)	-0,098*** (0,031)	-0,159*** (0,057)
Темпы прироста населения	0,816*** (0,217)	0,973*** (0,271)	0,742* (0,410)	2,468** (0,963)
Доля занятого населения	0,172*** (0,035)	0,222*** (0,047)	0,113 (0,100)	0,047 (0,183)
Темпы прироста капитала	0,175*** (0,033)	0,180*** (0,044)	0,238*** (0,041)	0,326*** (0,081)
Доля добывающей промышленности	0,016 (0,012)	0,020 (0,013)	0,063** (0,027)	0,042 (0,041)
Доля занятых с высшим образованием	0,000 (0,027)	0,001 (0,031)	-0,036 (0,068)	-0,063 (0,099)
L. Темпы прироста ВРП				0,072 (0,059)
L2. Темпы прироста ВРП				-0,054 (0,062)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	BE	FE	GMM system
L. Ln подушевого ВРП			–24,963*** (3,127)	–7,446* (3,813)
Ln подушевого ВРП в 2010 году	–1,960*** (0,534)	–2,107*** (0,503)		
Константа	3,325 (3,080)	–5,225 (4,122)	142,819*** (18,507)	41,429 (25,442)
Число наблюдений	803	803	803	730
R ²	0,392	0,533	0,501	
Число регионов		73	73	73
Тест на автокорреляцию второго порядка — AR(2) test				0,613
Тест Хансена				0,225

Примечания: 1. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки, кластеризованные на уровне региона для моделей FE и GMM system. 2. Во все модели включены фиксированные эффекты года.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Добавление квадрата уровня расходной децентрализации приводит к появлению значимых коэффициентов в модели пула (1) и модели в средних величинах (2), что говорит о том, что в среднем по выборке существует квадратичная зависимость, имеющая форму U-образной кривой. Вершина указанной параболы указывает на величину расходной децентрализации, обеспечивающей наиболее высокие темпы экономического роста. По оценкам модели (1), она составляет 28,8%, по оценкам модели (2) — 29,7%. В модели с фиксированными эффектами (3) и GMM system (4) коэффициенты незначимы, но при этом вершина параболы находится вблизи от указанных точек: 27,6% для модели (3) и 23,6% — для модели (4).

Незначимость коэффициента в случае наличия итерационного члена (в данном случае это квадрат переменной) не указывает на отсутствие эффекта. Для корректной интерпретации необходимо рассчитать предельные эффекты при различных уровнях расходной децентрализации, поскольку она влияет на величину этого эффекта³.

³ Предельный эффект необходимо оценивать: так как переменная интереса включена вместе со своим квадратом, величина влияния этой переменной будет зависеть от ее уровня, то есть при разных значениях этой величины коэффициент будет различным. Величина коэффициента и оценки стандартных ошибок для него, которые позволяют протестировать значимость влияния в конкретной точке, рассчитываются с помощью команды *margins* в Stata, подробно см.: <https://www.stata.com/manuals/rmargins.pdf#rmargins>.

В табл. 4 приведены оценки таких предельных эффектов для моделей (1)–(4). При низких уровнях расходной децентрализации (ниже 25%) модели (5) и (6), основанные на межрегиональной вариации (OLS и BE), показывают наличие положительного влияния расходной децентрализации на экономический рост.

Т а б л и ц а 4

**Оценка предельного эффекта от уровня расходной децентрализации
в регрессии экономического роста**

T a b l e 4

Marginal Effect of the Degree of Expenditure Decentralization in Economic Growth Regressions

Уровень расходной децентрализации (%)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	BE	FE	GMM system
10	0,208** (0,083)	0,333** (0,137)	0,071 (0,105)	0,316 (0,294)
15	0,152** (0,067)	0,248** (0,107)	0,051 (0,085)	0,204 (0,221)
20	0,095* (0,050)	0,163** (0,077)	0,030 (0,066)	0,091 (0,150)
25	0,039 (0,035)	0,078 (0,050)	0,009 (0,050)	–0,021 (0,089)
30	–0,017 (0,025)	–0,007 (0,029)	–0,011 (0,041)	–0,133* (0,069)
35	–0,073*** (0,025)	–0,092*** (0,035)	–0,032 (0,043)	–0,245** (0,114)
40	–0,130*** (0,035)	–0,177*** (0,059)	–0,053 (0,055)	–0,357** (0,182)
45	–0,186*** (0,050)	–0,262*** (0,088)	–0,074 (0,072)	–0,470* (0,254)
50	–0,242*** (0,067)	–0,347*** (0,118)	–0,094 (0,091)	–0,582* (0,328)
55	–0,298*** (0,084)	–0,432*** (0,148)	–0,115 (0,112)	–0,694* (0,402)
60	–0,355*** (0,101)	–0,517*** (0,179)	–0,136 (0,133)	–0,806* (0,477)
Число наблюдений	803	803	803	730

Примечание. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки, кластеризованные на уровне региона для моделей FE и GMM system.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Оценка с использованием данных внутрирегиональной вариации (оценка с фиксированными эффектами (3)) не показала значимой связи между уровнем расходной децентрализации и экономическим ростом. Это может быть результатом отсутствия

высокой вариации показателя внутри региона между годами, поскольку в выборке отсутствуют наблюдения, когда внутри одного региона расходная децентрализация менялась бы в широких пределах (например, от 10 до 60%, как по всей выборке). В среднем за всё время расходная децентрализация меняется от года к году на 0,87%, что не позволяет провести корректную оценку эффекта с помощью модели с фиксированными эффектами. Оценка на основе GMM system (модели (4), (8)) показывает, что начиная с уровня расходной децентрализации около 30% ее наращивание приведет к отрицательному влиянию на экономический рост. Это соотносится и с другими моделями.

Используя полученные оценки, можно сделать вывод, что связь между темпами экономического роста и уровнем расходной децентрализацией носит Π -образный характер, оптимальная величина расходной децентрализации лежит в интервале 25–30% (не включая 30%), а ее дополнительное увеличение начинает уже негативно сказываться на темпах экономического роста региона. Наблюдаемые в России средние уровни расходной децентрализации в последние годы лежат в этом интервале. Это говорит о том, что в среднем передача дополнительных расходных обязательств на местный уровень может быть неэффективной для регионов, уровень расходной децентрализации которых находится ближе к правой границе указанного интервала. Регионы с более низким уровнем могут наращивать расходные обязательства местных бюджетов, в том числе предоставляя дополнительную финансовую помощи местным бюджетам.

В табл. 5 приводится оценка параметров регрессии, где в качестве переменной интереса выступает показатель налоговой децентрализации. Оценки ключевых контрольных переменных сохраняют свои знаки и уровень значимости, а их значения близки к полученным ранее, что говорит об устойчивости полученных результатов.

Т а б л и ц а 5

**Результаты оценки влияния уровня налоговой децентрализации
на региональный экономический рост**

T a b l e 5

Impact on Regional Economic Growth From the Degree of Tax Decentralization

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	BE	FE	GMM system
Налоговая децентрализация	0,054 (0,160)	0,130 (0,227)	0,054 (0,186)	–0,545 (0,715)
(Налоговая децентрализация) ²	–0,001 (0,003)	–0,001 (0,004)	–0,004 (0,004)	0,006 (0,016)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 5

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1) OLS	(2) BE	(3) FE	(4) GMM system
Трансфертозависимость	–0,016 (0,012)	–0,020 (0,013)	–0,086** (0,033)	–0,041 (0,072)
Темпы прироста населения	0,780*** (0,217)	0,806*** (0,293)	0,887** (0,420)	2,302* (1,175)
Доля занятого населения	0,175*** (0,035)	0,221*** (0,050)	0,149 (0,100)	0,149 (0,222)
Темпы прироста капитала	0,178*** (0,033)	0,187*** (0,047)	0,245*** (0,043)	0,400*** (0,074)
Доля добывающей промышленности	0,011 (0,013)	0,017 (0,014)	0,051* (0,027)	0,043 (0,028)
Доля занятых с высшим образованием	–0,001 (0,027)	–0,002 (0,033)	–0,030 (0,064)	0,011 (0,080)
L. Темпы прироста ВРП				0,073 (0,057)
L2. Темпы прироста ВРП				0,005 (0,074)
L. Ln подушевого ВРП			–25,285*** (3,075)	–6,751* (3,706)
Ln подушевого ВРП в 2010 году	–2,012*** (0,553)	–2,234*** (0,540)		
Константа	6,927** (3,241)	0,900 (4,130)	145,340*** (18,522)	39,854* (23,189)
Число наблюдений	803	803	803	730
R ²	0,382	0,477	0,508	
Число регионов	73	73	73	73
Тест на автокорреляцию второго порядка — AR(2) test				0,965
Тест Хансена				0,130

Примечания: 1. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки, кластеризованные на уровне региона для моделей FE и GMM system. 2. Во все модели включены фиксированные эффекты года.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Значимого влияния уровня налоговой децентрализации на темпы экономического роста регионов не обнаружено, в том числе и при расчете предельных эффектов. Отчасти это может быть связано с сильным проциклическим поведением базы налога на прибыль организаций, который является одним из основных доходных источников регионального бюджета, поступления которого традиционно сильно меняются вместе с фазой экономического цикла (особенно у обеспеченных регионов). Другое вероятное объяснение заключается в том, что регионы обладают

более широкими полномочиями в сфере поддержки экономики, чем муниципалитеты, то есть имеют больше возможностей для реализации мер экономического характера. Стимулы к экономическому росту будут сильнее у того уровня власти, который в большей степени способен влиять на экономических агентов и, как следствие, получать выгоду в форме прироста налоговых поступлений. Если возможности местных властей влиять на развитие экономики ограничены или отсутствуют, то передача на местный уровень дополнительных налогов не приведет к более быстрому росту доходной базы (при прочих равных условиях).

Оценка влияния внутрирегиональной расходной децентрализации показала, что существует квадратичная зависимость темпов экономического роста от уровня расходной децентрализации, что подтвердило гипотезу 1. При этом увеличение уровня расходной децентрализации положительно сказывается на экономическом росте только для тех регионов, в которых ее исходный уровень заметно ниже 30%. Последующее увеличение расходной децентрализации уже не стимулирует экономический рост. В то же время связи между уровнем налоговой децентрализации и темпами экономического роста обнаружено не было, что не подтвердило гипотезу 2.

3. Влияние структуры финансовой помощи

Поскольку расходная децентрализация до определенного порога сказывается на экономическом росте положительно, а налоговая децентрализация не оказывает значимого влияния, возникает закономерный вопрос о более предпочтительной форме предоставления финансовой помощи местным бюджетам, покрывающей разрыв между расходными обязательствами и собственными налоговыми и неналоговыми доходами.

Для этого вначале необходимо оценить, насколько в целом выделение финансовой помощи искажает стимулы местных властей в сравнении с собственными средствами (то есть минимально гарантированными налоговыми и неналоговыми доходами местных бюджетов в соответствии с БК РФ). С одной стороны, финансовая помощь, решение об объеме которой принимается ежегодно на региональном уровне, может быть менее стимулирующей по сравнению с собственными средствами, поскольку ограничивает способность местных властей выстраивать долгосрочную политику в сфере бюджетных расходов. С другой стороны, если ее объемы в целом стабильны в течение рассматриваемого периода, то 1 руб. финансовой помощи может не отличаться по своему

эффекту от 1 руб. доходов местных бюджетов, закрепленных федеральным законодательством. Поэтому проверяется гипотеза 3: доля региональной финансовой помощи местным бюджетам в форме межбюджетных трансфертов (за вычетом субвенций) и нормативов отчислений от налоговых и неналоговых доходов в общем объеме доходов местных бюджетов (за вычетом субвенций) оказывает отрицательное влияние на темпы экономического роста регионов.

Для проверки этой гипотезы используется формула (1) с контролем на уровень расходной децентрализации и ее квадрат, чтобы очистить получаемую оценку от эффекта увеличения расходов местных бюджетов за счет получения финансовой поддержки. Кроме того, все расчеты с использованием модели с фиксированными эффектами проводятся также отдельно на двух группах регионов. Ключевым критерием для разделения на группы регионов выбран показатель индекса расчетной бюджетной обеспеченности (далее — РБО) вслед за [Божечкова и др., 2018], с тем отличием, что группа высокообеспеченных регионов объединяется с группой среднеобеспеченных регионов. Предполагается, что для групп менее обеспеченных и более обеспеченных регионов⁴ принцип моделирования ВРП не меняется⁵ и соотносится с базовой теоретической моделью Солоу, но при этом направление связи переменных интереса, а также величина вклада контрольных переменных могут различаться, потому и требуется анализ на группах регионов. Оценки контрольных переменных между группами регионов различаются, что может быть связано со снижением вариации конкретного показателя ввиду оценки модели на более гомогенной группе.

Основанием для объединения высокообеспеченных и среднеобеспеченных регионов в одну группу является небольшое число высокообеспеченных регионов (от 12 до 17 в течение рассматриваемого периода), а также высокая волатильность их состава (7 регионов за этот период хотя бы один раз перешли из одной группы в другую).

Результаты расчетов, приведенные в табл. 6, показывают, что во всех регрессиях, кроме (4), коэффициент при доле финансовой помощи в доходах местных бюджетов незначим (при устойчивых значениях коэффициентов при других контрольных переменных

⁴ К группе менее обеспеченных регионов относятся субъекты Российской Федерации, уровень расчетной бюджетной обеспеченности которых до распределения дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности субъектов РФ не превышает 0,6. Порядок определения уровня РБО субъекта РФ установлен Постановлением Правительства РФ от 22.11.2004 № 670 «О распределении дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности субъектов РФ».

⁵ Как и в работе [Божечкова и др., 2018], где модели для разных групп регионов не различаются.

относительно предыдущих оценок). Таким образом, 1 руб. дополнительных доходов местных бюджетов, полученных в форме финансовой помощи, в плане влияния на темпы экономического роста не отличается от 1 руб. дополнительных собственных налоговых и неналоговых доходов, кроме регионов с низким уровнем бюджетной обеспеченности. Для них при прочих равных условиях (в том числе при таком же уровне расходной децентрализации) увеличение доли финансовой поддержки в общем объеме бюджетных доходов оказывает дестимулирующее воздействие на экономический рост. Но так как этот результат показан только для модели с фиксированными эффектами, в дальнейшем необходимо дополнительно исследовать этот вопрос на выборке с большей вариацией. Для малообеспеченных регионов политика, направленная на увеличение собственных налоговых и неналоговых доходов местных бюджетов, может привести к более высоким темпам экономического роста, нежели передача финансовой помощи. Из этого, разумеется, не следует, что для достижения более высоких темпов экономического роста в таких регионах достаточно просто сократить местным бюджетам объем финансовой помощи, поскольку это приведет к снижению расходов местных бюджетов, что может иметь негативный эффект для экономического развития.

Т а б л и ц а 6

**Оценка влияния доли финансовой помощи в доходах местных бюджетов
на региональный экономический рост**

T a b l e 6

Impact on Regional Economic Growth From the Share of Financial Aid in Local Budget Revenues

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1) OLS	(2) BE	(3) FE	(4) FE РБО≤0,6	(5) FE РБО>0,6	(6) GMM System
Расходная децентрализация	0,362*** (0,123)	0,528** (0,204)	0,184 (0,182)	0,804* (0,403)	0,036 (0,182)	0,516 (0,587)
(Расходная децентрализация) ²	-0,006*** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,012** (0,005)	-0,001 (0,003)	-0,011 (0,009)
Доля финансовой помощи в доходах	-0,024 (0,017)	-0,014 (0,023)	-0,034 (0,037)	-0,139*** (0,041)	0,016 (0,048)	0,013 (0,076)
Трансфертозависимость	-0,007 (0,012)	-0,001 (0,016)	-0,085*** (0,031)	-0,048 (0,046)	-0,096** (0,039)	-0,142** (0,058)
Темпы прироста населения	0,812*** (0,217)	0,969*** (0,272)	0,724* (0,406)	1,498** (0,653)	0,518 (0,494)	2,559** (1,000)
Доля занятого населения	0,169*** (0,035)	0,221*** (0,047)	0,107 (0,100)	-0,060 (0,139)	0,267 (0,184)	0,093 (0,221)
Темпы прироста капитала	0,179*** (0,034)	0,185*** (0,045)	0,238*** (0,040)	0,245*** (0,068)	0,223*** (0,054)	0,336*** (0,081)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 6

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	BE	FE	FE РБО≤0,6	FE РБО>0,6	GMM System
Доля добывающей промышленности	0,021*	0,023*	0,067**	0,088**	0,039	0,064
	(0,012)	(0,014)	(0,027)	(0,036)	(0,054)	(0,051)
Доля занятых с высшим образованием	-0,003	-0,002	-0,038	-0,063	-0,035	-0,052
	(0,027)	(0,032)	(0,068)	(0,101)	(0,105)	(0,098)
L. Темпы прироста ВРП						0,075
						(0,058)
L2. Темпы прироста ВРП						-0,037
						(0,056)
L. Ln подушевого ВРП			-24,847***	-28,062***	-22,960***	-7,993**
			(3,102)	(5,079)	(4,179)	(3,800)
Ln подушевого ВРП в 2010 году	-1,829***	-2,035***				
	(0,534)	(0,519)				
Константа	2,842	-5,410	142,503***	159,111***	126,974***	40,800*
	(3,085)	(4,153)	(18,337)	(27,209)	(24,224)	(24,018)
Число наблюдений	803	803	803	308	495	730
R ²	0,393	0,536	0,502	0,503	0,527	
Число регионов		73	73	28	45	73
Тест на автокорреляцию второго порядка — AR(2) test						0,719
Тест Хансена						0,258

Примечания: 1. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки. 2. Во все модели включены фиксированные эффекты года.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Финансовая помощь местным бюджетам делится на два крупных блока: целевая помощь, которая расходуется только на определенные регионом направления, и нецелевая, которая может быть направлена на решение любых вопросов местного значения. К целевым видам финансовой помощи относятся субвенции, субсидии, иные межбюджетные трансферты, дифференцированные нормативы отчислений от акцизов на ГСМ, единые нормативы отчислений от транспортного налога. Нецелевой финансовой помощью являются дотации, а также передача налоговых и неналоговых доходов по другим нормативам отчислений. Если верна гипотеза о том, что местный уровень заинтересован в экономическом росте и более осведомлен о нуждах населения, чем региональный, то он принимает более эффективные решения о расходовании средств. На основе этого выдвигается гипотеза 4: большая доля целевой финансовой помощи в общем объеме доходов местных бюджетов (без субвенций) оказывает отрицательное

влияние на темпы экономического роста. Гипотеза проверяется при контроле на уровень расходной децентрализации.

Результаты, приведенные в табл. 7, во-первых, подтверждают предыдущие результаты в части контрольных переменных, что говорит об их устойчивости. Во-вторых, влияние доли целевой финансовой помощи в доходах местных бюджетов незначимо во всех моделях, кроме модели (4). Иными словами, для регионов с низким уровнем бюджетной обеспеченности доля целевой финансовой помощи оказывает дестимулирующее влияние на темпы экономического роста при том же уровне расходной децентрализации. Стоит отметить, что здесь речь идет о том, в каком виде следует передавать финансовую помощь, а не о том, передавать целевую помощь или не передавать. Этот результат могут подтвердить будущие исследования на более длительных рядах данных.

Т а б л и ц а 7

Оценка влияния доли целевой финансовой помощи в доходах местных бюджетов на региональный экономический рост

T a b l e 7

Impact on Regional Economic Growth From the Share of Targeted Financial Aid in Local Budget Revenues

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	BE	FE	FE РБО ≤ 0,6	FE РБО > 0,6	GMM System
Расходная децентрализация	0,332*** (0,119)	0,507** (0,199)	0,104 (0,179)	0,644 (0,401)	-0,080 (0,212)	0,516 (0,481)
(Расходная децентрализация) ²	-0,006*** (0,002)	-0,008*** (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,009 (0,006)	-0,000 (0,003)	-0,011 (0,008)
Доля целевой финансовой помощи в доходах	-0,010 (0,013)	-0,014 (0,016)	0,004 (0,024)	-0,079** (0,033)	0,049 (0,030)	0,013 (0,050)
Трансфертозависимость	-0,015 (0,010)	-0,004 (0,011)	-0,100*** (0,032)	-0,057 (0,045)	-0,118*** (0,044)	-0,147** (0,059)
Темпы прироста населения	0,818*** (0,218)	0,982*** (0,272)	0,744* (0,415)	1,406* (0,708)	0,534 (0,482)	2,347** (0,971)
Доля занятого населения	0,176*** (0,035)	0,230*** (0,048)	0,114 (0,102)	-0,077 (0,131)	0,284 (0,185)	0,071 (0,192)
Темпы прироста капитала	0,178*** (0,034)	0,186*** (0,044)	0,237*** (0,042)	0,255*** (0,070)	0,216*** (0,055)	0,331*** (0,081)
Доля добывающей промышленности	0,017 (0,012)	0,021 (0,013)	0,063** (0,027)	0,072** (0,028)	0,033 (0,055)	0,049 (0,043)
Доля занятых с высшим образованием	-0,000 (0,027)	-0,001 (0,031)	-0,037 (0,068)	-0,048 (0,102)	-0,030 (0,102)	-0,056 (0,103)
L. Темпы прироста ВРП						0,068 (0,061)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 7

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	BE	FE	FE РБО ≤ 0,6	FE РБО > 0,6	GMM System
L2. Темпы прироста ВРП						–0,061 (0,065)
L. Ln подушевого ВРП			–24,975*** (3,131)	–28,289*** (5,084)	–23,523*** (4,400)	–6,340* (3,244)
Ln подушевого ВРП в 2010 году	–1,961*** (0,534)	–2,129*** (0,505)				
Константа	2,920 (3,060)	–5,358 (4,134)	143,036*** (18,549)	156,662*** (27,870)	132,357*** (25,845)	31,904 (21,161)
Число наблюдений	803	803	803	308	495	730
R ²	0,392	0,538	0,501	0,502	0,532	
Число регионов		73	73	28	45	73
Тест на автокорреляцию второго порядка — AR(2) test						0,574
Тест Хансена						0,241

Примечания: 1. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки. 2. Во все модели включены фиксированные эффекты года.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Отрицательного эффекта от передачи целевой финансовой помощи может не быть, если предположить, что региональные власти более компетентны, чем местные, и поэтому способны принимать более эффективные решения относительно направлений расходов местного бюджета. В частности, некоторые инструменты финансовой поддержки непосредственно направлены на такие виды расходов, которые стимулируют экономическое развитие. Среди них выделяются капитальные субсидии, данные по которым доступны за период с 2015 года. Предполагается, что этот вид целевой финансовой помощи местным бюджетам, как и поддержка с помощью нормативов отчислений от налогов, будет оказывать положительное влияние на экономическое развитие их территорий (*гипотеза 5*). Рассмотрим влияние субсидий капитального характера на экономический рост, выделив их доли в общем объеме доходов местных бюджетов. Важно отметить, что, так как выборка ограничивается периодом 2015–2021 годов, оценки значений коэффициентов контрольных переменных в регрессии могут отличаться от полученных ранее.

Результаты расчетов, приведенные в табл. 8, показывают сохранение знаков и значимости части контрольных переменных. Модели (5) и (6) показывают положительный эффект от передачи

капитальных субсидий на экономический рост. При этом в других моделях результаты незначимы, что свидетельствует либо о недостаточности временных периодов данных для получения оценок в этих моделях, либо об успешном решении проблемы эндогенности в модели GMM System. Потенциальная эндогенность вызвана тем, что доля капитальных субсидий реагирует на экономический рост контрциклически: в период кризиса объемы субсидий сравнительно стабильны или увеличиваются, а налоговые и неналоговые доходы муниципалитетов сокращаются. Эффекта от передачи нормативов налоговых отчислений не наблюдается: коэффициент незначим во всех оценках, даже с учетом оценок по группам регионов.

Т а б л и ц а 8

Оценка влияния предоставления капитальных субсидий и нормативов отчислений от налогов и неналоговых доходов местным бюджетам на региональный экономический рост

T a b l e 8

Impact on Regional Economic Growth From Capital Grants to Local Budgets and Tax and Non-tax Revenue Sharing

Зависимая переменная: темп прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	BE	FE	FE РБО ≤ 0,6	FE РБО > 0,6	GMM System
Расходная децентрализация	0,503*** (0,170)	0,497** (0,233)	0,519 (0,346)	0,411 (0,689)	0,889* (0,457)	-0,311 (0,581)
(Расходная децентрализация) ²	-0,008*** (0,003)	-0,008* (0,004)	-0,009 (0,006)	-0,006 (0,011)	-0,015* (0,007)	0,002 (0,009)
Доля капитальных субсидий	-0,009 (0,021)	-0,032 (0,031)	0,032 (0,029)	-0,015 (0,046)	0,083** (0,039)	0,097* (0,059)
Доля переданных нормативов налоговых отчислений	0,037 (0,032)	0,047 (0,035)	0,017 (0,090)	0,108 (0,172)	-0,004 (0,106)	-0,065 (0,125)
Трансфертозависимость	0,016 (0,010)	0,021 (0,013)	-0,020 (0,038)	-0,020 (0,065)	0,031 (0,063)	-0,087 (0,054)
Темп прироста населения	0,759*** (0,294)	0,815** (0,312)	0,476 (0,649)	1,401 (1,338)	-0,073 (0,752)	-1,803 (1,599)
Доля занятого населения	0,185*** (0,041)	0,215*** (0,050)	-0,082 (0,139)	-0,285 (0,219)	0,142 (0,198)	0,097 (0,247)
Темп прироста капитала	0,178*** (0,048)	0,177*** (0,047)	0,169*** (0,060)	0,202* (0,106)	0,145* (0,084)	0,176** (0,084)
Доля добывающей промышленности	0,011 (0,012)	0,007 (0,013)	0,107*** (0,037)	0,119** (0,046)	0,110* (0,060)	0,047 (0,036)
Доля занятых с высшим образованием	-0,014 (0,030)	-0,022 (0,033)	-0,010 (0,084)	0,039 (0,107)	-0,097 (0,129)	-0,021 (0,119)
L. Темп прироста ВРП						-0,022 (0,066)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 8

Зависимая переменная: темпы прироста ВРП	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	BE	FE	FE РБО ≤ 0,6	FE РБО > 0,6	GMM System
L2. Темпы прироста ВРП						-0,040 (0,068)
L. Ln подушевого ВРП			-29,295*** (4,865)	-32,373*** (9,206)	-27,949*** (4,955)	-1,644 (2,613)
Ln подушевого ВРП в 2014 году	-0,984* (0,595)	-1,004* (0,586)				
Константа	-13,330*** (3,724)	-12,619** (4,858)	166,054*** (30,228)	184,145*** (52,566)	146,906*** (30,424)	12,996 (18,092)
Число наблюдений	511	511	511	196	315	511
R ²	0,369	0,458	0,451	0,441	0,500	
Число регионов		73	73	28	45	73
Тест на автокорреляцию второго порядка — AR(2) test						0,225
Тест Хансена						0,150

Примечания: 1. * — значимость коэффициента на уровне 10%, ** — на уровне 5%, *** — на уровне 1%; в скобках указаны стандартные робастные ошибки. 2. Во все модели включены фиксированные эффекты года.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства: <https://budget.gov.ru/>; <https://minfin.gov.ru/>.

Последний результат выглядит несколько неожиданным, поскольку одним из основных аргументов в пользу передачи налоговых доходов на местный уровень всегда был более сильный стимул для местных властей к развитию доходной базы передаваемых налогов, что в итоге должно приводить к росту экономики. Именно эта логика лежит в основе показателя «соотношение налоговых доходов местных бюджетов, поступивших по единым и дополнительным нормативам отчислений от федеральных и региональных налогов и сборов, установленных государственными органами субъектов РФ, и налоговых доходов местных бюджетов, поступивших в соответствии с БК РФ», используемого при оценке качества управления региональными и муниципальными финансами, ежегодно проводимой Минфином России.

Однако полученный результат не говорит о том, что эта логика не верна. Во-первых, доходная база по одному или нескольким налогам не отражает состояния всей региональной экономики, а рост доходной базы может быть компенсирован негативной динамикой других составляющих ВРП. В то же время имеет место влияние передачи налогов на рост соответствующей налоговой базы [Дерюгин и др., 2021]. Во-вторых, более высокие темпы роста доходной базы наблюдаются лишь в течение ограниченного периода времени после передачи норматива отчислений от соответствующего налога на местный уровень. Впоследствии налоговая база в таких регионах будет более

развитой, но разница в темпах ее роста по сравнению с регионами, где налогов на местный уровень передают меньше, уже не столь существенна. При этом, как указывалось выше, потенциальное преимущество местных властей от их близости к населению и бизнесу может нивелироваться более широкими полномочиями региональных властей в реализации мероприятий по повышению деловой активности.

Заключение

В настоящей работе была проведена оценка взаимосвязи внутрирегиональной децентрализации, инструментов финансовой помощи местным бюджетам и экономического роста. Результаты показали, что существует Π -образная связь между уровнем расходной децентрализации и темпами экономического роста, что свидетельствует о наличии оптимального уровня расходной децентрализации, находящегося в интервале 25–30%.

Что касается финансовой поддержки местных бюджетов, то результаты для обеспеченных и малообеспеченных регионов несколько различаются. Для малообеспеченных регионов более эффективным инструментом стимулирования роста служит увеличение собственных доходов местных бюджетов, а не передача им дополнительной финансовой помощи. Если говорить обо всех регионах, то наиболее эффективным с точки зрения влияния на темпы экономического роста является предоставление капитальных субсидий местным бюджетам. Указанный стимулирующий эффект проявляется сильнее в более обеспеченных регионах.

В то же время предоставление финансовой помощи местным бюджетам в форме нормативов отчислений от налогов, а также в целом увеличение уровня налоговой децентрализации не показало значимого влияния на экономический рост. Здесь необходимо подчеркнуть, что речь идет именно о влиянии передачи нормативов отчислений от налогов местным бюджетам на темпы роста валового регионального продукта, а не на иные показатели социально-экономического развития регионов. Поэтому вывод об отсутствии положительной зависимости темпов роста ВРП от передачи налогов на местный уровень не говорит о том, что такая передача неэффективна. Напротив, есть подтверждения положительного влияния такой передачи на развитие доходной базы отдельных передаваемых налогов [Дерюгин и др., 2021]. Валовой региональный продукт является комплексным показателем, зависящим от гораздо большего числа факторов, нежели доходная база конкретного налога.

Таким образом, результаты, полученные в рамках настоящего исследования, говорят о том, что при решении задачи повышения темпов экономического роста региона наиболее эффективным ин-

струментом межбюджетных отношений является предоставление местным бюджетам трансфертов капитального характера, в то время как передача им финансовой помощи в форме нецелевых трансфертов или нормативов отчислений от налогов хотя и может иметь положительное влияние на те или иные показатели социально-экономического развития региона, с точки зрения ВРП в целом не демонстрирует такой же эффективности.

Литература

1. Божечкова А. В., Мамедов А. А., Синельников-Мурылев С. Г., Турунцева М. Ю. Стабилизирующие свойства трансфертов, выделяемых регионами России из федерального бюджета // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. Т. 4. № 40. С. 61–83. DOI: 10.31737/2221-2264-2018-40-4-3.
2. Бухарский В. В., Лавров А. М. Межбюджетные отношения и государственное управление: возможности и ограничения децентрализации // Вопросы государственного и муниципального управления. 2021. № 2. С. 126–153. <https://vgmu.hse.ru/2021--2/477075178.html>.
3. Дерюгин А., Филиппова И., Арлашкин И. Влияние внутрирегиональной налоговой децентрализации на развитие доходной базы регионов // Экономическая политика. 2021. Т. 16. № 2. С. 8–33. DOI: 10.18288/1994-5124-2021-2-8-33.
4. Тимушев Е. Н. Влияние местной доходной бюджетной децентрализации на темпы регионального экономического роста // Материалы V Всероссийского симпозиума по региональной экономике: в 2 т. Екатеринбург: Институт экономики Уральского отделения РАН, 2019. Т. 2. С. 389–398.
5. Тимушев Е. Н. Внутрирегиональная (местная) бюджетная децентрализация и инвестиции в основной капитал в России // Проблемы прогнозирования. 2021. № 1(184). С. 131–144. DOI: 10.47711/0868-6351-184-131-144.
6. Юшков А. О. Бюджетная децентрализация и региональный экономический рост: теория, эмпирика, российский опыт // Вопросы экономики. 2016. № 2. С. 94–110. DOI: 10.32609/0042-8736-2016-2-94-110.
7. Brueckner J. Fiscal Decentralization in LDCs: The Effects of Local Corruption and Tax Evasion. Urbana-Champaign: Department of Economics; University of Illinois at Urbana-Champaign, 1999.
8. Brueckner J. K. Fiscal Federalism and Economic Growth. CESifo. Working Paper Series No 1601. 2005.
9. Canavire-Bacarreza G., Martinez-Vazquez J., Yedgenov B. Identifying and Disentangling the Impact of Fiscal Decentralization on Economic Growth // World Development. 2020. Vol. 127. Art. 104742. DOI: 10.1016/j.worlddev.2019.104742.
10. Forman K., Dougherty S., Blöchliger H. Synthesising Good Practices in Fiscal Federalism: Key Recommendations From 15 Years of Country Surveys. OECD. Economic Policy Papers No 28. 2020. DOI: 10.1787/89cd0319-en.
11. Oates W. An Essay on Fiscal Federalism // Journal of Economic Literature. 1999. Vol. 37(3). P. 1120–1149.
12. Oates W. E. Fiscal Federalism. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
13. Oshchepkov A., Lehmann H., Silvagni M. G. Regional Convergence in Russia: Estimating an Augmented Solow Model // Economic Systems. 2023. Vol. 47(4). DOI: 10.1016/j.ecosys.2023.101128.
14. Tanzi V. Fiscal Federalism and Efficiency: A Review of Some Efficiency and Macroeconomic Aspects // Annual World Bank Conference on Development Economics 1995. Washington, DC: World Bank, 1996.
15. Thiessen U. Fiscal Decentralisation and Economic Growth in High-Income OECD Countries // Fiscal Studies. 2003. Vol. 24. No 3. P. 237–274. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2003.tb00084.x.
16. Thiessen U. Fiscal Federalism in Western European and Selected Other Countries: Centralization or Decentralization? What Is Better for Economic Growth? DIW Discussion Papers. No 224. 2000. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/18209/1/dp224.pdf>.

References

1. Bozhechkova A. V., Mamedov A. A., Sinelnikov-Murylev S. G., Turuntseva M. Yu. Stabilizatsionnye svoystva transfertov, vydelyaemykh regionami Rossii iz federal'nogo byudzheta [Stabilization Properties of Federal Fiscal Transfers to Russian Regions]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, vol. 4, no. 40, pp. 61-83. DOI: 10.31737/2221-2264-2018-40-4-3. (In Russ.)
2. Bukharskiy V. V., Lavrov A. M. Mezhybyudzhethnye otnosheniya i gosudarstvennoe upravlenie: vozmozhnosti i ogranicheniya detsentralizatsii [Intergovernmental Relations and Public Administration: Opportunities and Limitations of Decentralization]. *Voprosy gosudarstvennogo i munitsipal'nogo upravleniya [Public Administration Issues]*, 2021, no. 2, pp. 126-153. <https://vgmu.hse.ru/2021--2/477075178.html>. (In Russ.)
3. Deryugin A., Filippova I., Arlashkin I. Vliyanie vnutriregional'noy nalogovoy detsentralizatsii na razvitie dokhodnoy bazy regionov [Impact of Intraregional Tax Decentralization on a Region's Tax Base]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2021, vol. 16, no. 2, pp. 8-33. DOI: 10.18288/1994-5124-2021-2-8-33. (In Russ.)
4. Timushev E. N. Vliyanie mestnoy dokhodnoy byudzhethnoy detsentralizatsii na tempy regional'nogo ekonomicheskogo rosta [Impact of Local Revenue Fiscal Decentralization on the Rate of Regional Economic Growth]. In: *Materialy V Vserossiyskogo simpoziuma po regional'noy ekonomike: v 2 t. [Materials From the Fifth Russian National Symposium on Regional Economics (in 2 vol.)]*. Ekaterinburg, Institute of Economics of the Ural Branch of RAS, 2019, vol. 2, pp. 389-398. (In Russ.)
5. Timushev E. N. Vnutriregional'naya (mestnaya) byudzhethnaya detsentralizatsiya i investitsii v osnovnoy kapital v Rossii [Intraregional (Local) Fiscal Decentralization and Fixed Asset Investment in Russia]. *Problemy prognozirovaniya [Studies on Russian Economic Development]*, 2021, no. 1(184), pp. 131-144. DOI 10.47711/0868-6351-184-131-144. (In Russ.)
6. Yushkov A. O. Byudzhethnaya detsentralizatsiya i regional'nyy ekonomicheskii rost: teoriya, empirika, rossiyskiy opyt [Fiscal Decentralization and Regional Economic Growth: Theory, Empirical Studies, and Russian Experience]. *Voprosy ekonomiki*, 2016, no. 2, pp. 94-110. DOI 10.32609/0042-8736-2016-2-94-110. (In Russ.)
7. Brueckner J. *Fiscal Decentralization in LDCs: The Effects of Local Corruption and Tax Evasion*. Urbana-Champaign, Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign, 1999.
8. Brueckner J. K. Fiscal Federalism and Economic Growth. *CESifo*, Working Paper Series no. 1601, 2005.
9. Canavire-Bacarreza G., Martinez-Vazquez J., Yedgenov B. Identifying and Disentangling the Impact of Fiscal Decentralization on Economic Growth. *World Development*, 2020, vol. 127, art. 104742. DOI: 10.1016/j.worlddev.2019.104742.
10. Forman K., Dougherty S., Blöchliger H. Synthesising Good Practices in Fiscal Federalism: Key Recommendations From 15 Years of Country Surveys. *OECD*, Economic Policy Papers no. 28, 2020. DOI: 10.1787/89cd0319-en.
11. Oates W. An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 1999, vol. 37(3), pp. 1120-1149.
12. Oates W. E. *Fiscal Federalism*. New York, Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
13. Oshchepkov A., Lehmann H., Silvagni M. G. Regional Convergence in Russia: Estimating an Augmented Solow Model. *Economic Systems*, 2023, vol. 47(4). DOI: 10.1016/j.econsys.2023.101128.
14. Tanzi V. Fiscal Federalism and Efficiency: A Review of Some Efficiency and Macroeconomic Aspects. In: *Annual World Bank Conference on Development Economics 1995*. Washington, DC, World Bank, 1996.
15. Thiessen U. Fiscal Decentralisation and Economic Growth in High-Income OECD Countries. *Fiscal Studies*, 2003, vol. 24, no. 3, pp. 237-274. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2003.tb00084.x.
16. Thiessen U. Fiscal Federalism in Western European and Selected Other Countries: Centralization or Decentralization? What Is Better for Economic Growth? *DIW Discussion Papers*, no. 224, 2000. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/18209/1/dp224.pdf>.

Экономика природопользования

Роль некоммерческих организаций в сближении экологических характеристик территорий

Валентина Владимировна Каргинова-Губинова

ORCID: 0000-0002-8630-3621

Кандидат экономических наук, старший научный сотрудник, Институт экономики,
Карельский научный центр, Российская академия наук (РФ, 128035, Республика Карелия,
Петрозаводск, пр. А. Невского, 50)
E-mail: vkarginowa@yandex.ru

Аннотация

Низкий уровень качества окружающей среды при высокой дифференциации его показателей в разных регионах требует поиска новых механизмов преодоления экологических проблем при особом внимании к сокращению различия их значимости для определенных территорий. Одним из таких механизмов может выступать более активное вовлечение третьего сектора в решение этих вопросов. Целью исследования является изучение иницилируемых и реализуемых экологических проектов некоммерческих организаций Российской Федерации, а также их роли в сокращении территориальной дифференциации. В настоящей работе проанализированы 5853 проекта, направленные в 2017–2023 годах на конкурсы Фонда президентских грантов по экологическому направлению. Также использованы показатели Федеральной службы государственной статистики и Росприроднадзора. Проведен контент-анализ проектных заявок с применением методов дескриптивной статистики и расчетом коэффициентов корреляции. Показана высокая дифференциация поданных и победивших экологических проектов по отдельным темам и регионам. В последние два года наблюдается расхождение мнений грантозаявителей и экспертов фонда о важности некоторых экологических вопросов. Некоммерческие организации при разработке проектов в сфере обращения с отходами не учитывают относительную важность решаемых проблем для территории, при этом в значительной степени ориентируются на имеющиеся наработки и опыт. Эксперты, хотя и не в полной мере, принимают во внимание относительную территориальную значимость проекта, а также наработки и опыт грантозаявителей и региона. В силу этого реализуемые проекты слабо способствуют сокращению различий в экологической ситуации в субъектах Федерации. Также имеет место эффект колеи с положительными и отрицательными последствиями. Даны рекомендации по изменению механизма работы органов власти и представителей Фонда президентских грантов с некоммерческими организациями.

Ключевые слова: третий сектор, Фонд президентских грантов, охрана окружающей среды, экологические проблемы, отходы, территориальные различия

JEL: Q5, L31, R58

Economics of Environmental Management

Using Non-profit Organizations to Reduce Regional Variation in Environmental Quality

Valentina V. Karginova-Gubinova

ORCID: 0000-0002-8630-3621

Cand. Sci. (Econ.), Senior Researcher, Institute of Economics of the Karelian Research Center of the Russian Academy of Sciences,^a e-mail: vkarginowa@yandex.ru

^a 50, A. Nevskogo pr., Petrozavodsk, 185030, Russian Federation

Abstract

When environmental quality is poor and also varies widely between individual regions, new ways of addressing environmental problems are needed with special emphasis on reducing differing impact that these problems have on individual territories. Involving the third (non-profit non-governmental) sector more directly may be a means to that end. This study outlines environmental projects that have been initiated and implemented by non-profit organizations in the Russian Federation and assesses their success in reducing regional variation. Data was analyzed from 5,853 projects submitted from 2017 to 2023 in competitions for Presidential Grants related to the environment. Indicators from the Federal State Statistics Service and Rosprirodnadzor were also employed. Content analysis of project applications relied upon descriptive statistics methods and calculation of correlation coefficients. The environmental projects that were submitted as well as those that won exhibited a high degree of differentiation by specific topics and regions. In addition, there has been debate over the past two years among some grant applicants and fund experts about the importance of certain environmental problems. Waste management projects developed by non-profit organizations often do not take into account the relative urgency of solving such problems for a given location and are largely guided by prior experience and expertise. The experts do consider the relative value of projects (although not to its full extent) for a territory along with the experience of grant applicants and the region itself. As a result, the projects implemented contribute very little to reducing the differences in environmental quality among the country's regions. There is also path dependence that can have both positive and negative consequences. The article provides recommendations for changing how the authorities and the officials at the Presidential Grants Fund work with non-profit organizations.

Keywords: third sector, Presidential Grants Fund, environmental protection, environmental issues, waste, territorial differences

JEL: Q56, L31, R58

Acknowledgements

This article has been prepared as part of the state assignment by the Karelian Research Center RAS on the topic of "Comprehensive research and development of the fundamentals for sustainable development management of the northern and border zones of Russia in the context of global challenges."

Введение

Негативное изменение качества окружающей среды [Ojala et al., 2021] и высокий уровень накопленного ранее ущерба [Zandalinas et al., 2021] требуют внедрения новых методов производственно-хозяйственной деятельности, поиска более эффективных механизмов решения проблем в сфере экологии. При этом важно учитывать многообразие характеристик природы, имеющих ключевое значение для жизни человека, а также высокую степень проявления отдельных экологических тенденций на разных территориях [Каргинова-Губинова, 2023; 2024]. Так, в 2023 году в Республике Ингушетия образовано 19,60 кг твердых коммунальных отходов на душу населения (минимальный показатель в Российской Федерации), в Ленинградской области — 1097,22 кг на душу населения (максимальный показатель). В 2022 году сброс загрязненных сточных вод на одного проживающего в Архангельской области был в 208,07 раза выше, чем в Республике Алтай; выбросы загрязняющих атмосферу веществ, отходящих от стационарных источников, на одного проживающего в Ненецком автономном округе более чем в 20 тысяч раз превышали аналогичный показатель в Белгородской области¹. Таким образом, можно заключить, что для обеспечения сбалансированного территориального развития и высоких показателей качества жизни всего населения страны эффективный метод решения экологических проблем должен предполагать не только улучшение показателей окружающей среды, но и сокращение их территориальных различий.

Принимая во внимание высокую значимость экологических проблем, важно максимально расширить круг субъектов, участвующих в их решении. В настоящей работе показано, что в ряде случаев некоммерческие организации способны производить общественные блага более эффективно, чем государство [Смирнов, 2020], поэтому предоставление ряда социальных услуг делегируется таким организациям [Song, 2024]. Третий сектор участвует в создании природных благ, однако на сегодняшний день остается не изученной системно его роль в этом процессе в целом и в сокращении дифференциации экологических характеристик территорий в частности.

¹ Количество образованных твердых коммунальных отходов. Единая межведомственная информационно-статистическая система: <https://fedstat.ru/indicator/61082>; Приложение к сборнику «Регионы России. Социально-экономические показатели». Социально-экономические показатели по субъектам Российской Федерации. Федеральная служба государственной статистики: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/47652>; Численность постоянного населения в среднем за год. Единая межведомственная информационно-статистическая система: <https://fedstat.ru/indicator/31556>.

С учетом вышеизложенного целью настоящей работы выбрано изучение иницилируемых и реализуемых экологических проектов некоммерческих организаций Российской Федерации, а также анализ их роли в сокращении территориальной дифференциации. Отметим, что учет иницилируемых и реализуемых проектов позволяет установить интерес и готовность как самих организаций решать определенные проблемы, так и государства — делегировать преодоление конкретных проблем третьему сектору.

В исследовании анализировались данные 5853 проектов, поданных на конкурсы Фонда президентских грантов в 2017–2023 годах по направлению «Охрана окружающей среды и защита животных». Именно этот фонд является в России одним из ключевых механизмов финансовой поддержки некоммерческих организаций [Пушкарева, 2020]. Также использовались показатели Федеральной службы государственной статистики и Росприроднадзора. Методика предполагала проведение контент-анализа проектных заявок, применение методов дескриптивной статистики (в частности, расчет коэффициента вариации для установления однородности или гетерогенности выделенных поднаправлений, дивергенции и конвергенции характеристик проектов в течение анализируемого периода). Связь проектных и региональных показателей оценена в рамках корреляционного анализа.

Теоретическая значимость работы заключается в обосновании метода изучения роли некоммерческих организаций в сокращении территориальной дифференциации качества окружающей среды. Проведен системный анализ характеристик экологических проектов, направленных на конкурсы Фонда президентских грантов в 2017–2023 годах. Выделены факторы, которые определяют проектные показатели, и существующие тенденции их дивергенции или конвергенции.

Практическую ценность имеют рекомендации по изменению механизма работы с третьим сектором как государственных и муниципальных органов власти, так и представителей Фонда президентских грантов, в том числе на этапе подготовки заявок.

1. Обзор литературы

Некоммерческие организации реализуют широкий перечень экологических инициатив [Partelow et al., 2024], в том числе касающихся экологического просвещения [Nichols et al., 2021], пищевых [Lombardi, Costantino, 2020] и твердых бытовых [Ma et al., 2021] отходов. При этом организации выступают и самостоятельно, и в качестве посредников для коммерческих и сертифицирован-

ных социальных предприятий [Bosshard et al., 2021], что во многом основано на реализуемой предприятиями политике корпоративной социальной ответственности [Mazanec, Bartosova, 2021].

Финансирование некоммерческих организаций может осуществляться частными донорами или же государством [Coupet, Schehl, 2022], а также межправительственными организациями [Seo et al., 2022]. В [Almaghrabi, Alhogail, 2022] показано, что для эффективного отслеживания целевого применения благотворительных пожертвований с учетом большого числа отдельных доноров возможно внедрение системы, построенной на блокчейне. Эта система позволяет всем участникам осуществлять финансовый контроль в течение полного цикла движения средств

Стремясь максимально расширить свою аудиторию, некоммерческие организации ставят перед собой более узкие или высокие цели [Mirzaei et al., 2021]. Это, по всей видимости, справедливо и в отношении увеличения круга используемых финансовых источников. При этом значение имеют целевые показатели не только конкретных проектов, но и территории их реализации. Последнее подтверждается анализом грантовых ассигнований Зеленого климатического фонда ООН: установлено, что финансирование получают проекты стран с более амбициозными целями в области противодействия изменению климата, а предоставление финансовой поддержки повышает целевые показатели [Seo et al., 2022].

В целом же стоит отметить, что применительно к эффективности деятельности третьего сектора роль государства, по сравнению с частными донорами, изучена существенно меньше [Coupet, Schehl, 2022]. При этом анализ грантов, выделенных организациям региона Атланты (США), позволяет говорить о возможности укрепления взаимодействия между третьим сектором и местным сообществом при финансировании проектов в сфере снижения негативного влияния качества окружающей среды на здоровье граждан [Pearson et al., 2020]. Данные опроса 263 некоммерческих организаций Пакистана подтверждают, что нефинансовая государственная поддержка третьего сектора способствует решению экологических проблем, стоящих перед обществом, но во многом эффективность стимулов государства зависит от эффективности управления ресурсами организаций [Anwar et al., 2020].

В отношении конкурсов Фонда президентских грантов исследовано их воздействие на деятельность третьего сектора на определенной территории, например в Приволжском федеральном округе [Некрасова и др., 2023], или в конкретной сфере [Белов, 2021]. В частности, в последней работе установлено отсутствие единства и четкой стратегии проектов, затрагивающих историче-

скую память о Великой Отечественной войне. Анализ проектов 2020–2021 годов, посвященных охране окружающей среды и защите животных, показал рост числа подаваемых заявок (интереса грантозаявителей) при их общем низком удельном весе среди всех рассматриваемых Фондом президентских грантов [Шойкин, 2021]. Подтверждено, что в 2017–2020 годах выделение финансовых средств указанного фонда не становилось стимулом для некоммерческих организаций к привлечению ресурсов из других источников, хотя рост имиджа организаций-победителей мог бы позволить им расширить используемую финансовую базу [Смирнов, 2020].

Обобщая, следует сказать, что более ранние научные исследования представили значимость третьего сектора и связь принимаемых организациями целей с интересами их потенциальной аудитории и возможностями получения финансирования. Были предложены отдельные механизмы повышения эффективности деятельности третьего сектора. Однако неизученной остается роль рассматриваемых организаций в сокращении территориальной дифференциации в целом и по экологическим показателям в частности. Именно этот аспект раскрывается в настоящей работе и определяет ее научную новизну.

2. Методология

Настоящее исследование основано на синтезе эволюционной экономической географии и теории стейкхолдеров. Территории рассматриваются как неоднородные, а деятельность организаций — как результат интересов, не всегда рациональных, широкой группы лиц.

Работа предполагала анализ данных 5853 проектов, поданных на конкурсы Фонда президентских грантов в 2017–2023 годах по грантовому направлению «Охрана окружающей среды и защита животных»². Соответственно, были охвачены все конкурсы этого фонда по первый конкурс 2024 года включительно (заявки на первый конкурс 2017 года принимались в 2017 году, на первый конкурс 2024-го — в 2023 году). Дополнительно использовались показатели Федеральной службы государственной статистики и Росприроднадзора.

На первоначальном этапе был проведен контент-анализ разделов проектных заявок, находящихся в открытом доступе, а именно краткого описания проекта, его цели и задач, обоснования

² Проекты. Фонд президентских грантов. <https://xn--80afcdbalict6afooklqi5o.xn--p1ai/public/application/cards>.

социальной значимости. На основе поиска определенных морфем (корней, слов) выделены 11 поднаправлений:

- 1) отходы (морфемы «отход*», «мусор*», «свалк*»),
- 2) воздух («возду*», «атмосфер*», «выброс*»),
- 3) энергия («энерг*», «электричес*», «топлив*»),
- 4) вода («водоем*», «водн*», «речн*», «озер*», «океан*», «родник*», «берег*»),
- 5) защита животных («животн*», «питом*», «собак*», «собач*», «кошк*», «кошек*», «кошач*», «бездомн*», «жестоко*»),
- 6) озеленение, леса, растения («озеленени*», «лес*», «парк*», «дерев*», «насаждени*», «растени*»),
- 7) природные памятники («памятн*», «наследи*»),
- 8) туризм («туризм*», «турист*»),
- 9) лесные пожары («пожар*»),
- 10) контроль, мониторинг («контрол*», «инспек*», «правонаруш*», «мониторинг*»),
- 11) экологическое просвещение («просвещен*», «просветит*», «образова*», «обуч*», «воспита*», «грамотн*», «культур*», «сознани*», «ответствен*»).

Не применялись те морфемы, которые не имеют однозначного трактования, в частности «полигон*». Подчеркнем, что одна проектная заявка могла быть отнесена к нескольким поднаправлениям (они не являются взаимоисключающими).

Далее по указанным поднаправлениям рассчитаны сводные показатели, характеризующие число поданных и выигравших проектов, средний рейтинг (экспертную оценку) выигравших, общую сумму расходов на реализацию в ценах 2017 года и долю софинансирования (денежных средств из иных источников). Перерасчет сумм расходов в сопоставимые цены произведен с помощью индекса-дефлятора ВВП³. С учетом значительной разницы в количестве направленных заявок были определены сводные характеристики трех регионов-лидеров по данному показателю.

После этого на основании величины коэффициента вариации, а именно отсутствия или наличия превышения его уровня в 33%, сделан вывод об однородности или гетерогенности выделенных поднаправлений по каждому из показателей. Сопоставление коэффициента вариации по проектам первого и последнего анализируемых конкурсов позволило установить,

³ Национальные счета. Федеральная служба государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>.

происходила ли конвергенция (схождение) проектных характеристик. Дополнительно отражены их статистически значимые изменения.

На следующем этапе на примере проблемы обращения с отходами оценены степень ориентации грантозаявителей на относительную значимость для конкретного региона выбранной проблемы, характеризующие ее тенденции, и имеющиеся наработки и опыт ее решения. Для этого рассчитаны коэффициенты корреляции Пирсона между сводными характеристиками проектов последнего рассматриваемого конкурса поднаправления «отходы» и такими региональными показателями за 2023 год, как:

- образовано отходов производства и потребления;
- образовано твердых коммунальных отходов (в килограммах на душу населения);
- доля направленных на утилизацию твердых коммунальных отходов;
- доля направленных на захоронение твердых коммунальных отходов (в % от образованных отходов);
- количество несанкционированных свалок отходов;
- количество ликвидированных несанкционированных свалок отходов;
- количество выявленных несанкционированных свалок отходов (в единицах на душу населения)⁴.

Аналогично определена степень корреляции проектных характеристик и темпов изменения приведенных выше показателей региона за 2020–2023 годы. Анализ степени учета имеющихся у грантозаявителей наработок и опыта произведен с помощью расчета удельного веса новых организаций, подготовивших экологические проекты в целом и относящихся к поднаправлению «отходы» в частности, а также долей впервые победивших грантозаявителей за 2018–2024 годы.

⁴ Информация об образовании, обработке, утилизации, обезвреживании, размещении отходов производства и потребления. Росприроднадзор. <https://rpn.gov.ru/open-service/analytic-data/statistic-reports/production-consumption-waste/>; Количество образованных твердых коммунальных отходов. Единая межведомственная информационно-статистическая система. <https://fedstat.ru/indicator/61082>; Количество направленных на утилизацию твердых коммунальных отходов. Единая межведомственная информационно-статистическая система. <https://fedstat.ru/indicator/61086>; Количество направленных на захоронение твердых коммунальных отходов. Единая межведомственная информационно-статистическая система. <https://fedstat.ru/indicator/61084>; Количество несанкционированных свалок отходов. Росприроднадзор. <https://rpn.gov.ru/open-service/analytic-data/statistic-reports/unauthorized-landfill/>; Численность постоянного населения в среднем за год. Единая межведомственная информационно-статистическая система. <https://fedstat.ru/indicator/31556>.

Ограничением интерпретации результатов исследования является направленность ряда проектов на территорию не одного, а нескольких регионов.

3. Результаты

Среди проектов, поданных на конкурсы Фонда президентских грантов в 2017–2023 годах по грантовому направлению «Охрана окружающей среды и защита животных», наибольшая доля, а именно 92,07%, ожидаемо затрагивает вопросы экопросвещения (табл. 1): с учетом общего низкого уровня экологической культуры граждан образовательные программы необходимо реализовывать, работая во всех выделенных областях. Среди других популярных поднаправлений можно отметить «озеленение, леса, растения», «отходы» и «защиту животных». При этом более четверти заявок поднаправлений «защита животных» и «контроль, мониторинг» получили финансирование, в то время как в поднаправлении «энергия» выигравшей стала лишь каждая пятая заявка.

Т а б л и ц а 1

Показатели проектов, поданных на конкурсы Фонда президентских грантов по грантовому направлению «Охрана окружающей среды и защита животных», 2017–2023 годы

T a b l e 1

Indicators of Projects Submitted to the Competitions of the Presidential Grants Fund on the Theme of “Environmental Protection and Animal Welfare,” 2017–2023

Поднаправление	Доля проектов (%)		Средний рейтинг выигравших проектов	Средняя сумма расходов на реализацию в ценах 2017 года (тыс. руб.)		Средняя доля софинансирования (%)	
	ПП	ВП		ПП	ВП	ПП	ВП
Отходы	49,03	11,67 (23,80)	70,88	2264,74	1113,68	22,31	3,36
Воздух	21,19	4,53 (21,37)	70,98	3141,84	1230,29	23,62	4,02
Энергия	7,81	1,62 (20,79)	73,02	3215,51	1417,96	24,39	4,04
Вода	38,27	8,88 (23,21)	71,02	2740,92	1207,44	21,65	3,48
Защита животных	47,82	13,80 (28,87)	70,69	2533,86	1340,39	20,94	3,39
Озеленение, леса, растения	56,74	13,65 (24,06)	70,84	2571,46	1237,59	21,71	3,26
Природные памятники	14,32	3,45 (24,11)	71,46	2123,90	1292,49	20,45	1,59
Туризм	20,13	5,35 (26,57)	71,64	2442,01	1495,86	22,56	4,10

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Поднаправление	Доля проектов (%)		Средний рейтинг выигравших проектов	Средняя сумма расходов на реализацию в ценах 2017 года (тыс. руб.)		Средняя доля софинансирования (%)	
	ПП	ВП		ПП	ВП	ПП	ВП
Лесные пожары	11,69	2,84 (24,27)	70,37	3638,02	1293,22	22,60	2,85
Контроль, мониторинг	31,74	8,90 (28,04)	70,79	2818,16	1455,10	22,03	3,74
Экологическое просвещение	92,07	23,51 (25,53)	70,86	2438,17	1258,78	21,66	3,65
Итого, в том числе:	100,00	24,86 (24,86)	70,84	2460,83	1259,35	21,27	3,58
Москва	9,24	2,19 (23,66)	72,13	4859,12	2523,01	22,51	4,69
Волгоградская область	6,24	1,30 (20,82)	68,90	945,87	637,69	20,05	1,61
Белгородская область	4,56	0,46 (10,11)	68,36	1591,96	583,69	17,98	0,28
Справочно: медиана по направлениям	31,74	8,88 (24,11)	70,88	2571,46	1292,49	22,03	3,48

Примечания: 1. В скобках указана доля проектов от количества поданных по поднаправлению. 2. ПП — поданные проекты (заявки), ВП — выигравшие проекты.

Источник: рассчитано автором.

Из общего числа заявок 20,04% направлено организациями трех субъектов РФ: города Москвы, Белгородской и Волгоградской областей. С указанной долей сопоставима суммарная доля победивших проектов в этих регионах — 18,20%. Интересно, что не наблюдается статистически значимых различий среднего рейтинга выигравших проектов как среди отдельных поднаправлений, так и между регионами-лидерами и среднероссийским значением. В то же время средняя сумма расходов на реализацию и поданных, и победивших проектов города Москвы существенно выше средней по стране, проектов Белгородской и Волгоградской областей — существенно ниже. Также два последних субъекта РФ отличает небольшая доля софинансирования. В целом это можно объяснить общей высокой активностью некоммерческих организаций в этих регионах: по данному показателю Белгородская и Волгоградская области в региональном рейтинге третьего сектора «Регион-НКО» занимали соответственно пятое и третье места⁵, а доля финансовых мер поддержки направления «Эколо-

⁵ Региональный рейтинг третьего сектора «Регион-НКО». Рейтинговая группа RAEX. 2023. <https://raex-rr.com/NKO/Region-nko/Region-nko/2023/>.

гия и зоозащита» в общем количестве стимулирующих мер в этих областях была ниже средней по Российской Федерации⁶.

Возвращаясь к анализу поднаправлений, стоит отметить, что наравне с однородностью рейтинга выигравших проектов наблюдается однородность, хотя несколько меньшая, и средних сумм расходов на их реализацию, и их доли софинансирования (табл. 2); в целом связь рейтинга и сумм расходов победивших проектов обусловлена наличием минимальных проходных баллов для получения финансирования, которые зависят от общих расходов проекта и его направления. В то же время в рамках первого конкурса 2017 года средние суммы расходов на реализацию проектов значимо различались среди отдельных поднаправлений. Таким образом, можно говорить, что в течение анализируемого периода произошло сближение характеристик проектов, возможно, вследствие учета одними организациями положительного опыта других, а также нынешнего лучшего понимания грантозаявителями методики разработки проектов и оформления заявок.

Т а б л и ц а 2

Вариация характеристик проектов, поданных на конкурсы
Фонда президентских грантов по грантовому направлению
«Охрана окружающей среды и защита животных», 2017–2023 годы

T a b l e 2

Variation in Projects Submitted to the Competitions for the Presidential Grants Fund
on the Theme of “Environmental Protection and Animal Welfare,” 2017–2023

Показатель	Коэффициент вариации			Характеристика поднаправлений
	первый конкурс, 2017	первый конкурс, 2024	по всем заявкам 2017–2023	
Количество / доля в общем числе				Гетерогенны
поданных проектов	70,52	72,79	70,27	
выигравших проектов	72,63	70,90	72,49	
Доля выигравших проектов от количества поданных по поднаправлению	40,71	30,70	10,20	Однородны на конец периода вследствие конвергенции показателей
Средний рейтинг выигравших проектов	2,82	2,71	1,00	Однородны
Средняя сумма расходов на реализацию в ценах 2017 года				Однородны на конец периода вследствие конвергенции показателей
поданные проекты	35,08	18,42	16,65	
выигравшие проекты	34,23	14,34	8,80	

⁶ Рассчитано на основании: Профили регионов. НКО.ПФ. <https://xn--j1afe.xn--p1ai/regions>.

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 2

Показатель	Коэффициент вариации			Характеристика поднаправлений
	первый конкурс, 2017	первый конкурс, 2024	по всем заявкам 2017–2023	
Средняя доля софинансирования				
поданные проекты	24,18	3,57	5,07	Однородны
выигравшие проекты	137,41	6,21	20,86	Однородны на конец периода вследствие конвергенции показателей

Источник: рассчитано автором.

Однако конвергенции между количеством и удельным весом проектов отдельных поднаправлений не наблюдается. При этом интерес к поднаправлениям грантозаявителей несколько меняется: при общем росте числа проектов в 2,44 раза (табл. 3) произошло значимое изменение долей заявок поднаправлений «защита животных» (на 9,27 п.п.), «воздух» (на 9,08 п.п.), «экологическое просвещение» (на 8,61 п.п.) и «отходы» (на 6,43 п.п.). Во многом это соответствует происходящей трансформации социально-экономического пространства. Так, например, при ухудшении экономического благополучия населения ожидаем рост количества бездомных животных.

Т а б л и ц а 3

Сопоставление показателей проектов, поданных на первые конкурсы
2017 и 2024 годов Фонда президентских грантов по грантовому направлению
«Охрана окружающей среды и защита животных»

T a b l e 3

Comparison of the Indicators for Projects Submitted to the First Competitions of 2017 and 2024
for Presidential Grants Fund on the Theme of “Environmental Protection and Animal Welfare”

Показатель	Первый конкурс, 2017	Первый конкурс, 2024	Разница
Число поданных проектов (ед.)	192	469	277
Число выигравших проектов (ед.)	46	77	31
Доля выигравших проектов от количества поданных по поднаправлению (%)	23,96	16,42	–7,54
Средний рейтинг выигравших проектов	78,02	71,80	–6,22
Средняя сумма расходов на реализацию в ценах 2017 года (тыс. руб.)			
поданные проекты	3383,26	2281,37	–1101,89
выигравшие проекты	1944,93	2436,84	491,91

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

Показатель	Первый конкурс, 2017	Первый конкурс, 2024	Разница
Средняя доля софинансирования (%)			
подаваемые проекты	12,23	34,31	22,08
выигравшие проекты	1,29	39,99	38,70

Источник: рассчитано автором.

Наиболее интересной представляется трансформация однородности удельного веса выигравших проектов от числа поданных по поднаправлению: в начале рассматриваемого периода произошло схождение существенно неоднородных уровней удовлетворенных заявок, однако в конце периода они вновь практически стали гетерогенными (см. табл. 2). На основании этого можно сделать заключение о конвергенции, а после — дивергенции значимости для некоммерческих организаций и экспертного сообщества отдельных поднаправлений. При снижении общей доли выигравших заявок на 7,54 п.п. (вследствие, по всей видимости, геополитических изменений и сокращения внимания к вопросам экологии) в наибольшей мере уменьшился удельный вес победивших проектов поднаправлений «озеленение, леса, растения» (на 7,12 п.п.), «экологическое просвещение» (на 7,04 п.п.) и «вода» (на 5,61 п.п.).

Также стоит заметить, что с 2017 года сумма расходов на реализацию подаваемых проектов уменьшилась в сопоставимых ценах (в 0,67 раза), однако выросла в текущих (в 1,14 раза). Стоимость реализации выигравших проектов хотя и не была максимальной среди всех заявок, увеличилась и в сопоставимых, и в текущих ценах (в 2,12 и 1,26 раза соответственно). При этом по победившим проектам, по сравнению со всеми заявками, в большей степени выросла доля софинансирования. Таким образом, эксперты стали отдавать предпочтения тем проектам, где более активно использовались средства из иных источников. Важно, что заметный рост удельного веса софинансирования выигравших проектов произошел именно применительно к первому конкурсу 2024 года: для второго конкурса 2023 года этот показатель составлял 1,71%, для 2023 года в целом — 6,38%, для 2022 года — 0,99%, для 2021-го — 0,54% и т.д.

Число подаваемых проектов поднаправления «отходы» несколько больше в тех регионах, где выше доля утилизируемых отходов и выше темп ее роста (табл. 4). При этом грантозаявители не готовы вложить больше средств из иных источников для решения более актуальной проблемы: статистически значим коэффициент связи удельного веса направленных на утилизацию твердых коммунальных отходов со средней суммой расходов на реализацию проекта,

однако не с суммой софинансируемых затрат (коэффициент корреляции 0,161). В то же время в субъектах РФ с большим количеством несанкционированных свалок немного выше доля удовлетворенных заявок, но суммы выигравших проектов в регионах с большим числом и ликвидированных, и выявленных несанкционированных свалок ниже. Следовательно, можно сделать вывод, что некоммерческие организации при подаче заявок учитывают не относительную значимость проблемы отходов, а потенциал ее решения (наличие предприятий по переработке отходов и, очевидно, инфраструктуры их сбора), и именно более высокий потенциал обеспечивает большую готовность к реализации проекта, хотя и не к его софинансированию. Эксперты пусть слабо и не в полной мере, но принимают во внимание при оценке заявок и текущую относительную значимость проблемы для субъекта РФ, и ее динамику, а также, по всей видимости, действия и финансовые возможности региональных органов власти для ее решения, поскольку в субъектах РФ, где ведется активная работа по выявлению и ликвидации отходов, доля софинансирования выигравших проектов ниже.

Т а б л и ц а 4

Козффициент корреляции показателей проектов поднаправления «отходы» первого конкурса 2024 года и характеристик региона

T a b l e 4

Correlation Coefficient Between the Indicators for the Projects on the Waste Sub-Theme of the 2024 First Call for Proposals and the Characteristics of the Region

Показатель	Образовано (кг на душу населения)		Доля образованных ТКО (%), направленных		Количество несанкционированных свалок отходов (единиц на душу населения)		
	ОПИП	ТКО	на утили- зацию	на захоро- нение	всего	ликви- диро- ванных	выяв- ленных
2023 год							
Поданные проекты							
количество (ед.)	-0,078	-0,056	0,285**	-0,062	-0,127	-0,120	-0,168
доля в общем числе (%)	0,021	-0,044	0,232*	-0,124	-0,121	-0,014	-0,041
Выигравшие проекты							
количество (ед.)	-0,108	0,008	-0,043	-0,033	-0,171	-0,143	-0,162
доля в общем числе (%)	-0,020	-0,050	-0,099	-0,007	-0,099	-0,077	-0,097
доля от количества поданных по направлению (%)	-0,070	-0,034	-0,206	0,045	-0,033	-0,075	-0,087
Средний рейтинг выигравших проектов (баллов)	0,349	-0,091	-0,021	-0,137	0,287	-0,115	-0,144
Средняя сумма расходов на реализацию (руб.)							
поданные проекты	-0,043	0,150	0,410**	-0,150	-0,035	-0,020	-0,030
выигравшие проекты	-0,069	0,116	0,040	-0,163	-0,325	-0,411*	-0,441*

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 4

Показатель	Образовано (кг на душу населения)		Доля образованных ТКО (%), направленных		Количество несанкционированных свалок отходов (единиц на душу населения)		
	ОПИП	ТКО	на утилизацию	на захоронение	всего	ликвидированных	выявленных
2023 год							
Средняя доля софинансирования (%)							
поданные проекты	0,086	−0,250	−0,146	0,089	−0,178	−0,089	−0,114
выигравшие проекты	0,200	0,004	−0,308	0,043	−0,203	0,154	0,056
Темп роста за 2020–2023 годы							
Поданные проекты							
количество (ед.)	−0,102	0,000	−0,103	−0,013	−0,052	−0,075	−0,135
доля в общем числе (%)	−0,067	0,068	−0,208	0,059	0,021	0,098	0,044
Выигравшие проекты							
количество (ед.)	−0,110	0,111	−0,091	0,031	0,085	−0,005	−0,029
доля в общем числе (%)	−0,115	−0,045	−0,099	0,009	0,290*	0,096	0,146
доля от количества поданных по поднаправлению (%)	−0,160	−0,070	−0,134	0,005	0,315*	0,006	0,153
Средний рейтинг выигравших проектов (баллов)	−0,193	−0,019	0,245	0,061	−0,046	0,182	−0,147
Средняя сумма расходов на реализацию (руб.)							
поданные проекты	−0,046	0,020	−0,041	−0,099	−0,023	0,069	0,075
выигравшие проекты	0,007	0,182	−0,065	−0,127	−0,035	−0,313	−0,142
Средняя доля софинансирования (%)							
поданные проекты	−0,004	−0,075	0,187	0,146	−0,027	−0,177	−0,126
выигравшие проекты	−0,342	−0,199	−0,209	−0,114	−0,096	0,197	−0,146

Примечания: 1. * — корреляция значима на уровне 0,05; ** — корреляция значима на уровне 0,01. 2. ОПИП — отходы производства и потребления, ТКО — твердые коммунальные отходы.
Источник: рассчитано автором.

Очевидно, что среди участников первых конкурсов, проводимых Фондом президентских грантов, новых организаций-грантозаявителей должно быть больше, чем среди последних, так как их круг ограничен. В то же время нельзя не подчеркнуть, что на сегодняшний день в целом наблюдается слабая вовлеченность третьего сектора в рассматриваемые конкурсы: количество участников могло быть существенно больше (для того чтобы претендовать на максимальную сумму гранта организация к моменту окончания приема заявок должна существовать более года; в 2022 и 2023 годах действовали соответственно 129 939 и 130 532 социально ориен-

тированные некоммерческие организации⁷, а на первый конкурс 2024 года поданы проекты от 9458 организаций⁸).

Кроме того, доля грантозаявителей, направивших проекты по поднаправлению «отходы», в течение всех лет превышает долю новых организаций направления «Охрана окружающая среда и защита животных» в целом (табл. 5). Таким образом, можно предположить, что грантозаявители, хотя в значительной мере и ориентируются на имеющиеся у них наработки и опыт (удельный вес новых участников всё-таки достаточно низок), готовы менять направления деятельности. При этом доля новых организаций поднаправления «отходы», чьи проекты получили финансирование, превышает удельный вес тех, что впервые подали заявку по данному поднаправлению, как и, следовательно, по экологическому направлению в целом. И хотя для двух последних анализируемых лет это превышение нельзя признать статистически значимым, можно сделать вывод, что значительная ориентация на наработки и опыт грантозаявителей при ослабевающем внимании к новым идеям и подходам характерна и для экспертов.

Т а б л и ц а 5

Число грантозаявителей на конкурсы Фонда президентских грантов

Table 5

Number of Grant Applicants in Competitions for Presidential Grants

Год конкурса	Число организаций, подавших проект						Число организаций с победившим проектом по поднаправлению «Отходы»		
	по направлению «Охрана окружающей среды и защита животных»			по направлению «Отходы»					
	всего (ед.)	новых (ед.)	доля новых (%)	всего (ед.)	новых (ед.)	доля новых (%)	всего (ед.)	новых (ед.)	доля новых (%)
2018	501	345	68,86	240	187	77,92	73	66	90,41
2019	501	286	57,09	230	143	62,17	68	49	72,06
2020	657	393	59,82	351	250	71,23	110	93	84,55
2021	796	453	56,91	413	253	61,26	121	85	70,25
2022	868	467	53,80	461	273	59,22	128	93	72,66
2023	825	382	46,30	425	230	54,12	86	48	55,81
2024	469	156	33,26	228	101	44,30	34	16	47,06

Примечание. Новые организации — не участвовавшие в конкурсе(ах) Фонда президентских грантов в предыдущие годы по указанному направлению (поднаправлению).
Источник: рассчитано автором.

⁷ Доклад о деятельности и развитии социально ориентированных некоммерческих организаций в Российской Федерации за 2023 год. Министерство экономического развития Российской Федерации, 2024. https://www.economy.gov.ru/material/file/1468d1081c3251b6dda8a06a44f0856/doklad_o_deyatelnosti_i_razvitii_sonko_v_rf_za_2023_g.pdf.

⁸ 10 827 проектов подано на первый конкурс президентских грантов 2024 года. Фонд президентских грантов. 2024. <https://президентскиегранты.пф/public/news/10-827-proektov-podano-na-pervyy-konkurs-prezidentskikh-grantov-2024-goda>.

Заключение

В настоящее время среди грантозаявителей направления «Охрана окружающей среды и защита животных» наблюдается высокая доля трех регионов-лидеров: города Москвы, Белгородской и Волгоградской областей. Представленная степень дифференциации субъектов Российской Федерации по числу направленных проектов соответствует уровню дифференциации в отношении численности населения. Так, в 2023 году доля трех лидирующих субъектов РФ по количеству проектных заявок и удельный вес проживающих в трех регионах с максимальным числом жителей составили соответственно 18,26 и 18,85%. Однако это были разные субъекты РФ: в первом случае город Москва, Белгородская, Волгоградская или подавшая столько же проектов Ульяновская области, во втором — Москва, Московская область и Краснодарский край⁹. На основании вышеизложенного с учетом важности развития всех территорий государства можно говорить о необходимости стимулирования разработки проектов в регионах, слабо участвующих в рассматриваемых конкурсах. В свою очередь, последнее требует адресного распространения информации о возможностях, предоставляемых фондом, проведения обучающих семинаров и т.д.

Динамика вариации удельного веса выигравших проектов от общего числа поданных по поднаправлению свидетельствует о значительных расхождениях в последнее время в понимании некоммерческими организациями и экспертами фонда важности отдельных экологических проблем. Это, в свою очередь, говорит о необходимости более тесной коммуникации представителей третьего сектора и органов власти: обмена мнениями, имеющимися данными. Видимо, именно от точности оценки важности проблем окружающей среды зависит адекватность средств и усилий для их решения и в конечном счете — устойчивость развития страны.

В дополнение к этому нужно отметить: на примере одного из поднаправлений конкурсов Фонда президентских грантов показано, что некоммерческие организации при разработке проектов для решения проблем в сфере обращения с отходами не учитывают их относительную важность для региона. В то же время некоторые из грантозаявителей готовы реализовывать проекты в новых для себя сферах, однако в значительной степени они ориентируются на имеющиеся наработки и опыт. Эксперты, оценивающие проекты, слабо и не в полной мере, но принимают во внимание относи-

⁹ Численность постоянного населения в среднем за год. Единая межведомственная информационно-статистическая система. <https://fedstat.ru/indicator/31556>.

тельную территориальную значимость проекта, а также наработки и опыт некоммерческой организации и региона.

Отсутствие учета некоммерческими организациями относительной важности проблемы для конкретной территории приводит к тому, что проекты, содействуя решению проблемы обращения с отходами¹⁰, слабо способствуют сокращению дифференциации ее значимости в разных субъектах страны. Следовательно, можно сделать вывод: эффективность распределения грантовых средств может быть выше при качественной работе с организациями, а именно предоставлении им информации о существующих проблемах, инфраструктуре для их решения и т. д. Нужно подчеркнуть, что даже в текущих институциональных условиях бóльшая степень учета относительной территориальной важности проблемы при прочих равных условиях будет способствовать удовлетворению проектной заявки и получению финансирования.

Ориентация некоммерческих организаций и экспертов на имеющиеся наработки и опыт — личные грантозаявителей и (или) региона — приводит и к отрицательным последствиям, и к положительным. С одной стороны, безусловно, она укрепляет так называемый эффект колей: ограничивает приток новых идей, распространение иных подходов и методов решения проблем (справедливость данного вывода подтверждается аналогией с выбором сотрудников в компании на определенные должности исключительно из числа уже работающих [Chigozie et al., 2018; Compton et al., 2014; Laing et al., 2023]). С другой стороны, нельзя не признавать важности опыта и репутации при распределении грантовых средств для обеспечения их эффективного использования. На основании вышеизложенного можно предположить, что требуется мониторинг соотношения удельного веса новых организаций-грантозаявителей отдельных поднаправлений и доли победивших заявок среди них. При укреплении негативной тенденции сокращения числа новых выигравших организаций это позволит провести детальный анализ причин указанных изменений, оказать адресную помощь по улучшению заявок или при их высоком качестве — совершенствовать критерии их оценки.

Продолжением исследования может стать анализ учета грантозаявителями относительной территориальной значимости про-

¹⁰ В частности, это проявляется в ликвидации ранее образованных несанкционированных свалок, установке контейнеров для раздельного сбора отходов, снижении объема образующихся отходов благодаря переработке или передаче нуждающимся неиспользуемых другими лицами предметов (например, одежды), экологическом просвещении населения и т. д., см. подробнее: Оценка результатов реализации проектов победителей конкурсов. Оценка результатов проектов. <https://xn--80ajpld2c.xn--80af5akm8c.xn--p1ai/award/search/all?shareId=9630e995-3a67-4dbd-0f1b-08dcf7134f4a>.

блемы по иным поднаправлениям, а также оценка эффективности реализуемых проектов, степени достижения поставленных целей и задач.

Литература

1. Белов С. И. Фонд президентских грантов как инструмент политики памяти в отношении Великой Отечественной войны // Вестник Российского университета дружбы народов. Серия: Государственное и муниципальное управление. 2021. Т. 8. № 2. С. 173–185. DOI: 10.22363/2312-8313-2021-8-2-173-185.
2. Каргинова-Губинова В. В. Методология экологической экономики, или Как возможно познание причинных механизмов взаимосвязанных экосистем? М.: Первое экономическое издательство, 2024.
3. Каргинова-Губинова В. В. Особенности и эколого-экономическая целесообразность внешней торговли отходами в Российской Федерации // Мировая экономика и международные отношения. 2023. Т. 67. № 5. С. 100–110. DOI: 10.20542/0131-2227-2023-67-5-100-110.
4. Некрасова Д. В., Мухин М. А., Урасова А. А. Некоммерческие организации как субъекты социально-экономического развития регионов Приволжского федерального округа (на материалах Фонда президентских грантов) // Вестник Пермского университета. Серия: Экономика. 2023. Т. 18. № 2. С. 201–214. DOI: 10.17072/1994-9960-2023-2-201-214.
5. Пушкарева Н. Н. Грантовые конкурсы как механизм финансовой поддержки деятельности региональных общественных организаций // Социально-гуманитарные знания. 2024. № 1. С. 117–121. DOI: 10.24412/0869-8120-2024-1-117-121.
6. Смирнов В. А. Эффективность грантовой поддержки российских социально ориентированных некоммерческих организаций (на примере Фонда президентских грантов) // Социологические исследования. 2020. № 9. С. 79–89. DOI: 10.31857/S013216250009619-3.
7. Шойкин А. Д. Оценка проектов экологической направленности, поддержанных Фондом президентских грантов в 2020–2021 годах // Состояние и перспективы развития современной науки и образования: сборник статей V Международной научно-практической конференции. Петрозаводск: Новая наука, 2021. С. 191–199.
8. Almaghrabi A., Alhogail A. Blockchain-Based Donations Traceability Framework // Computer and Information Sciences. 2022. Vol. 34. No 10B. P. 9442–9454. DOI: 10.1016/j.jksuci.2022.09.021.
9. Anwar M., Khattak M. S., Popp J., Meyer D. F., Máté D. The Nexus of Government Incentives and Sustainable Development Goals: Is the Management of Resources the Solution to Non-profit Organisations? // Technological and Economic Development of Economy. 2020. Vol. 26. No 6. P. 1284–1310. DOI: 10.3846/tede.2020.13404.
10. Bosshard E., Jansen M., Löfqvist S., Kettle C. J. Rooting Forest Landscape Restoration in Consumer Markets — A Review of Existing Marketing-Based Funding Initiatives // Frontiers in Forests and Global Change. 2021. Vol. 3. P. 1–7. DOI: 10.3389/ffgc.2020.589982.
11. Chigozie M. P., Chijioke E., Chukwudi G. F. Recruitment Practices and Employee Performance Among Staff in Manufacturing Companies // Journal of Advance Management Research. 2018. Vol. 6. No 7. P. 1–26.
12. Compton R. L., Morrissey W. J., Nankervis A. R. Effective Recruitment and Selection Practices. North Ryde: CCH Australia Limited, 2014.
13. Coupet J., Schehl M. Government Grants, Donors, and Nonprofit Performance // Journal of Public Administration Research and Theory. 2022. Vol. 32. No 1. P. 97–110. DOI: 10.1093/jopart/muab022.
14. Laing D., Palivos T., Wang P. The Economics of “New Blood” // Journal of Economic Theory. 2003. Vol. 112. No 1. P. 106–156. DOI: 10.1016/S0022-0531(03)00093-0.
15. Lombardi M., Costantino M. A Social Innovation Model for Reducing Food Waste: The Case Study of an Italian Non-profit Organization // Administrative Sciences. 2020. Vol. 10. No 3. P. 1–16. DOI: 10.3390/admsci10030045.

16. Ma Z., Li C., Xue Y., Nduneseokwu C. K., Wang X., Harder M. K. From Pioneer to Promotion: How Can Residential Waste Diversion Non-profit Organizations (NPOs) Best Co-evolve in Modern China?// *Environmental Challenges*. 2021. Vol. 3. P. 1–5. DOI: 10.1016/j.envc.2021.100055.
17. Mazanec J., Bartosova V. Prediction Model as Sustainability Tool for Assessing Financial Status of Non-profit Organizations in the Slovak Republic// *Sustainability*. 2021. Vol. 13. No 17. P. 1–22. DOI: 10.3390/su13179721.
18. Mirzaei A., Webster C. M., Siuki H. Exploring Brand Purpose Dimensions for Non-profit Organizations// *Journal of Brand Management*. 2021. Vol. 28. P. 186–198. DOI: 10.1057/s41262-020-00224-4.
19. Nichols B. H., Caplow S., Franzen R. L., McClain L. R., Pennisi L., Tarlton J. L. Pandemic Shift: Meeting the Challenges of Moving Post-secondary Environmental Education Online// *Environmental Education Research*. 2021. Vol. 28. No 1. P. 1–17. DOI: 10.1080/13504622.2021.2007220.
20. Ojala M., Cunsolo A., Ogunbode C. A., Middleton J. Anxiety, Worry, and Grief in a Time of Environmental and Climate Crisis: A Narrative Review// *Annual Review of Environment and Resources*. 2021. Vol. 46. No 1. P. 35–58. DOI: 10.1146/annurev-environ-012220-022716.
21. Partelow S., Winkler K. J., Thaler G. M. Environmental Non-governmental Organizations and Global Environmental Discourse// *PLoS ONE*. 2024. Vol. 15. No 5. P. 1–19. DOI: 10.1371/journal.pone.0232945.
22. Pearson M., Lebow-Skelley E., Whitaker L., Young L., Warren C. B., Williamson D., Kegler M. C. Implementation of a Community Grant Program to Address Community-Driven Environmental Health Concerns// *Local Environment*. 2020. Vol. 25. No 11–12. P. 830–848. DOI: 10.1080/13549839.2020.1843419.
23. Seo S. N., Mulwa R., Kabubo-Mariara J. A Review of the Green Climate Funds Grant Allocations to Kenya and Ethiopia// *Handbook of Behavioral Economics and Climate Change*/S. N. Seo (ed.). Cheltenham: Edward Elgar, 2022. P. 386–405.
24. Song E. E. How Outsourcing Social Services to NGOs Bolsters Political Trust in China: Evidence From Shanghai// *Chinese Political Science Review*. 2024. Vol. 9. P. 36–62. DOI: 10.1007/s41111-021-00207-z.
25. Zandalinas S. I., Fritschi F. B., Mittler R. Global Warming, Climate Change, and Environmental Pollution: Recipe for a Multifactorial Stress Combination Disaster// *Trends in Plant Science*. 2021. Vol. 26. No 6. P. 588–599. DOI: 10.1016/j.tplants.2021.02.011.

References

1. Belov S. I. Fond prezidentskikh grantov kak instrument politiki pamyati v otnoshenii Velikoy Otechestvennoy voyny [The Presidential Grants Fund as a Policy Instrument for Remembrance of the Great Patriotic War]. *Vestnik Rossiyskogo universiteta druzhby narodov. Seriya: Gosudarstvennoe i munitsipal'noe upravlenie [RUDN Journal of Public Administration: State and Municipal Administration Series]*, 2021, vol. 8, no. 2, pp. 173–185. DOI: 10.22363/2312-8313-2021-8-2-173-185. (In Russ.)
2. Karginova-Gubinova V. V. Metodologiya ekologicheskoy ekonomiki, ili Kak vozmozhno poznanie prichinnykh mekhanizmov vzaimosvyazannykh ekosistem? [The Methodology of Ecological Economics, or How to Conceptualize the Causal Mechanisms of Interconnected Ecosystems?]. Moscow, Pervoe ekonomicheskoe izdatel'stvo, 2024. (In Russ.)
3. Karginova-Gubinova V. V. Osobennosti i ekologo-ekonomicheskaya tselesoobraznost' vneshney trgovli otkhodami v Rossiyskoy Federatsii [Distinctive Features and the Ecological and Economic Rationale of the International Waste Trade in the Russian Federation]. *Mirovaya ekonomika i mezhdunarodnye otnosheniya [World Economy and International Relations]*, 2023, vol. 67, no. 5, pp. 100–110. DOI: 10.20542/0131-2227-2023-67-5-100-110. (In Russ.)
4. Nekrasova D. V., Mukhin M. A., Urasova A. A. Nekommercheskie organizatsii kak sub'ekty sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiya regionov Privolzhskogo federal'nogo okruga (na materialakh Fonda prezidentskikh grantov) [Non-profit Organizations as the Subjects of Socio-Economic Development of the Regions in the Volga Federal District (Based on Data From

- the Presidential Grants Fund)]. *Vestnik Permskogo universiteta. Seriya: Ekonomika [Perm University Herald: Economics Series]*, 2023, vol. 18, no. 2, pp. 201-214. DOI: 10.17072/1994-9960-2023-2-201-214. (In Russ.)
5. Pushkareva N. N. Grantovye konkursy kak mekhanizm finansovoy podderzhki deyatel'nosti regional'nykh obshchestvennykh organizatsiy [Grant Competitions as a Mechanism of Financial Support for the Activities of Regional Public Organizations]. *Sotsial'no-gumanitarnye znaniya [Social and Humanitarian Knowledge]*, 2024, no. 1, pp. 117-121. DOI: 10.24412/0869-8120-2024-1-117-121. (In Russ.)
 6. Smirnov V. A. Effektivnost' grantovoy podderzhki deyatel'nosti rossiyskikh sotsial'no orientirovannykh nekommercheskikh organizatsiy (na primere Fonda prezidentskikh grantov) [Effectiveness of Grant Support for Russian Socially Oriented Non-profit Organizations (Case Study of the Presidential Grants Foundation)]. *Sotsiologicheskie issledovaniya [Sociological Studies]*, 2020, no. 9, pp. 79-89. DOI: 10.31857/S013216250009619-3. (In Russ.)
 7. Shoykin A. D. Otsenka proektov ekologicheskoy napravlenosti, podderzhannykh Fondom prezidentskikh grantov v 2020-2021 gg. [Evaluation of Environmental Projects Supported by the Presidential Grants Fund in 2020 and 2021]. In: *Sostoyanie i perspektivy razvitiya sovremennoy nauki i obrazovaniya: sbornik statey V Mezhdunarodnoy nauchno-prakticheskoy konferentsii [The State and Prospects for Development of Modern Science and Education: Collected Articles of the Fifth International Scientific and Practical Conference]*. Petrozavodsk, Novaya nauka, 2021, pp. 191-199. (In Russ.)
 8. Almaghrabi A., Alhogail A. Blockchain-Based Donations Traceability Framework. *Computer and Information Sciences*, 2022, vol. 34, no. 10B, pp. 9442-9454. DOI: 10.1016/j.jksuci.2022.09.021.
 9. Anwar M., Khattak M. S., Popp J., Meyer D. F., Máté D. The Nexus of Government Incentives and Sustainable Development Goals: Is the Management of Resources the Solution to Non-profit Organisations? *Technological and Economic Development of Economy*, 2020, vol. 26, no. 6, pp. 1284-1310. DOI: 10.3846/tede.2020.13404.
 10. Bosshard E., Jansen M., Löfqvist S., Kettle C. J. Rooting Forest Landscape Restoration in Consumer Markets - A Review of Existing Marketing-Based Funding Initiatives. *Frontiers in Forests and Global Change*, 2021, vol. 3, pp. 1-7. DOI: 10.3389/ffgc.2020.589982.
 11. Chigozie M. P., Chijioko E., Chukwudi G. F. Recruitment Practices and Employee Performance Among Staff in Manufacturing Companies. *Journal of Advance Management Research*, 2018, vol. 6, no. 7, pp. 1-26.
 12. Compton R. L., Morrissey W. J., Nankervis A. R. *Effective Recruitment and Selection Practices*. North Ryde, CCH Australia Limited, 2014.
 13. Coupet J., Schehl M. Government Grants, Donors, and Nonprofit Performance. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2022, vol. 32, no. 1, pp. 97-110. DOI: 10.1093/jopart/muab022.
 14. Laing D., Palivos T., Wang P. The Economics of "New Blood." *Journal of Economic Theory*, 2003, vol. 112, no. 1, pp. 106-156. DOI: 10.1016/S0022-0531(03)00093-0.
 15. Lombardi M., Costantino M. A Social Innovation Model for Reducing Food Waste: The Case Study of an Italian Non-profit Organization. *Administrative Sciences*, 2020, vol. 10, no. 3, pp. 1-16. DOI: 10.3390/admsci10030045.
 16. Ma Z., Li C., Xue Y., Nduneseokwu C. K., Wang X., Harder M. K. From Pioneer to Promotion: How Can Residential Waste Diversion Non-profit Organizations (NPOs) Best Co-evolve in Modern China? *Environmental Challenges*, 2021, vol. 3, pp. 1-5. DOI: 10.1016/j.envc.2021.100055.
 17. Mazanec J., Bartosova V. Prediction Model as Sustainability Tool for Assessing Financial Status of Non-profit Organizations in the Slovak Republic. *Sustainability*, 2021, vol. 13, no. 17, pp. 1-22. DOI: 10.3390/su13179721.
 18. Mirzaei A., Webster C. M., Siuki H. Exploring Brand Purpose Dimensions for Non-profit Organizations. *Journal of Brand Management*, 2021, vol. 28, pp. 186-198. DOI: 10.1057/s41262-020-00224-4.

19. Nichols B. H., Caplow S., Franzen R. L., McClain L. R., Pennisi L., Tarlton J. L. Pandemic Shift: Meeting the Challenges of Moving Post-secondary Environmental Education Online. *Environmental Education Research*, 2021, vol. 28, no. 1, pp. 1-17. DOI: 10.1080/13504622.2021.2007220.
20. Ojala M., Cunsolo A., Ogunbode C. A., Middleton J. Anxiety, Worry, and Grief in a Time of Environmental and Climate Crisis: A Narrative Review. *Annual Review of Environment and Resources*, 2021, vol. 46, no. 1, pp. 35-58. DOI: 10.1146/annurev-environ-012220-022716.
21. Partelow S., Winkler K. J., Thaler G. M. Environmental Non-governmental Organizations and Global Environmental Discourse. *PLoS ONE*, 2024, vol. 15, no. 5, pp. 1-19. DOI: 10.1371/journal.pone.0232945.
22. Pearson M., Lebow-Skelley E., Whitaker L., Young L., Warren C. B., Williamson D., Kegler M. C. Implementation of a Community Grant Program to Address Community-Driven Environmental Health Concerns. *Local Environment*, 2020, vol. 25, no. 11-12, pp. 830-848. DOI: 10.1080/13549839.2020.1843419.
23. Seo S. N., Mulwa R., Kabubo-Mariara J. A Review of the Green Climate Funds Grant Allocations to Kenya and Ethiopia. In: Seo S. N. (ed.). *Handbook of Behavioral Economics and Climate Change*. Cheltenham, Edward Elgar, 2022, pp. 386-405.
24. Song E. E. How Outsourcing Social Services to NGOs Bolsters Political Trust in China: Evidence from Shanghai. *Chinese Political Science Review*, 2024, vol. 9, pp. 36-62. DOI: 10.1007/s41111-021-00207-z.
25. Zandalinas S. I., Fritschi F. B., Mittler R. Global Warming, Climate Change, and Environmental Pollution: Recipe for a Multifactorial Stress Combination Disaster. *Trends in Plant Science*, 2021, vol. 26, no. 6, pp. 588-599. DOI: 10.1016/j.tplants.2021.02.011.

Экономическая история

Германский путь к фискальному федерализму

Ярослава Владимировна Трофимова

ORCID: 0000-0002-3215-6638

Кандидат экономических наук, доцент, старший научный сотрудник,
Уфимский федеральный исследовательский центр, Российская академия наук
(РФ, 450054, Уфа, пр. Октября, 71)
E-mail: tro1@mail.ru

Аннотация

Германская империя конца XIX — начала XX века представляла собой, согласно Имперской конституции 1871 года, федеративное государство. Правительства центра (рейха) и федеральных земель проводили финансово-бюджетную политику, которая соответствовала чертам «протоконкурентного» федерализма. Однако в течение последующих пятидесяти лет германский федерализм эволюционировал в сторону фискального федерализма. Под действием эндогенных и прежде всего экзогенных факторов этот переход окончательно завершился к 1919–1920 годам. В статье на основе статистического материала, а также разных исследований, в том числе представленных в библиотеке Института имени Гете, оценена степень соответствия бюджетной системы Германии до финансовой реформы 1919–1920, осуществленной министром финансов Германской империи Маттиасом Эрцбергером, признакам «протоконкурентного» федерализма и после нее — фискального федерализма. Проанализирована трансформация распределения властных полномочий, ответственности и их ресурсного обеспечения по уровням бюджетной системы при переходе от «протоконкурентного» федерализма к фискальному. Исследована попытка достижения баланса фискальных интересов центра, федеральных земель и муниципалитетов. Выделена новая функция бюджета империи — выравнивание. Установлено, что создание в империи непосредственно перед войной так называемой самодостаточной экономики и последующее выживание при санкционном давлении и международной изоляции требовали гибкого баланса между централизацией и децентрализацией расходных полномочий, а также соответствующего соотношения ресурсов. Фискальный федерализм в силу централизации средств позволил Германии приступить к преодолению геополитических и социально-экономических вызовов, а сохранение децентрализации прежде всего неналоговых доходов стимулировало местные власти продолжать развивать свою экономику. Логика исследования исторической картины смены моделей бюджетного федерализма в Германии актуальна и для России: сокращение доходов и рост расходов федерального бюджета РФ в последние годы усиливают значение централизации фискальных ресурсов на федеральном уровне, а рост расходов регионов и муниципалитетов — повышают значимость трансфертов и механизма выравнивания.

Ключевые слова: бюджет, доходы, заградительные пошлины, расходы, Маттиас Эрцбергер, фискальная автономия, бюджетные стимулы

JEL: E62, E65, G28, G38

Economic History

The German Path to Fiscal Federalism

Yaroslava V. Trofimova

ORCID: 0000-0002-3215-6638

Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Senior Research Fellow,
Ufa Federal Research Center of the Russian Academy of Sciences,^a
e-mail: tro1@mail.ru

^a 71, Oktyabrya pr., Ufa, 119571, Russian Federation

Abstract

In accordance with the Imperial Constitution of 1871, the German Empire of the late nineteenth and early twentieth centuries was a federal state. The governments of the center (the Reich) and the federal states pursued a fiscal policy that had some features of “proto-competitive” federalism. Over the subsequent fifty years, however, German federalism evolved toward fiscal federalism. This transition was finally consolidated during 1919 and 1920 due to some endogenous factors and even more to exogenous ones. The article is based on statistical material as well as research from various studies, including those available from the library of the Goethe-Institut. The article compares the extent to which there were indications of proto-competitive federalism in the German budgetary system prior to Matthias Erzberger’s (finance minister of the German Empire) financial reforms (1919–1920) and indications of fiscal federalism after them. The transformation in both the distribution of power and responsibility as well as in provision of resources by various levels of the budgetary system to support those changes during the transition from proto-competitive to fiscal federalism is analyzed. The attempt to strike a balance between the fiscal interests of the center, federal states, and municipalities is explored; and equalization is singled out as a new function of the empire’s budget process. The creation of a so-called self-sufficient economy in the empire just before the First World War and its subsequent survival under pressure from sanctions and international isolation demanded a flexible balance between centralization and decentralization of spending powers along with an appropriate allocation of resources. Fiscal federalism through centralization of funds allowed Germany to begin recovery from geopolitical and socio-economic challenges, while maintaining decentralization primarily in non-tax revenues encouraged local governments to continue developing their economies. The logic derived from this historical study of the changing models of German fiscal federalism is also applicable to Russia: the reduction of revenues and growth of expenditures in the Russian Federation’s federal budget in recent years makes centralization of fiscal resources at the federal level more important, and the growth of expenditures in the regions and municipalities necessitates transfers and equalization measures.

Keywords: budget, revenues, barrier duties, expenditure, Matthias Erzberger, fiscal autonomy, fiscal stimulus

JEL: E62, E65, G28, G38

Acknowledgements

This study has been conducted as part of the UFIC RAS state assignment No. 075-00570-24-01 for 2024 and the 2025–2026 planning period.

Введение

Федеративное государство, эффективно выполняющее свои функции, предусматривает построение единой и сбалансированной бюджетной системы, поддерживающей самостоятельность бюджетов разного уровня (бюджетный федерализм). Бюджетный федерализм имеет страновые отличия и со временем модифицируется, переходя от одной модели к другой.

Для федеративного государства вопрос выбора модели бюджетного федерализма важен, поскольку оптимальная модель создает такие параметры конъюнктуры в стране и регионах, которые способствуют развитию как федерации в целом, так и отдельных ее субъектов. В ряде работ, посвященных бюджетному федерализму, преобладает мнение, что конкурентный федерализм имеет наибольшие преимущества по сравнению с другими моделями [Зулькарнай, 2009; Каширский, 2007; Пономаренко, 2002; Руденко, 2011] и является перспективным будущим (например, для Германии и России), поскольку он повышает инициативу прежде всего региональных и местных органов власти, компаний, а также собственно населения. Отличительные черты ряда моделей федерализма представлены в приложении.

В настоящей статье на примере Германской империи конца XIX — начала XX века исследован обратный процесс — переход от конкурентного федерализма к фискальному — и степень соответствия бюджетной системы Германии до финансовой реформы Маттиаса Эрцбергера¹ 1919–1920 годов признакам конкурентного федерализма и после нее — признакам фискального федерализма, а также факторы, повлиявшие на этот переход.

1. Германский федерализм до начала Первой мировой войны

Разграничение расходных полномочий между уровнями власти

Германская империя согласно Имперской конституции 1871 года представляла собой федеративное государство, которое исторически организовалось как союз отдельных государств². Общегосударственные функции управления (прежде всего оборона, внешняя политика, разработка общегосударственного законодательства, строительство железных дорог, создание гражданского флота) выполнялись на уровне центра (рейха), остальные (правопорядок, содержание школ и больниц, строительство дорог

¹ Маттиас Эрцбергер (1875–1921) — министр финансов Германской империи в 1919–1920 годах.

² Die Verfassung des Deutschen Reiches (1871). <https://www.verfassungen.de/de67-18/verfassung71-i.htm>.

и т. д.) — на уровне федеральных земель и муниципалитетов³, что было закреплено законодательно. Сложившееся разграничение функций влияло на распределение бюджетных расходов. Федеральные земли и муниципалитеты отвечали за большую часть расходов страны (с 1885 по 1913 год — почти за 70% расходов) [Aubin, Zorn, 1976. S. 189].

В структуре расходов рейха преобладали военные. Так, в 1878/79 финансовом году⁴ 87% составляли расходы на военные цели, 6% — на флот, 5% — на пенсии, 1,4% — на обслуживание долга рейха⁵. Основная доля расходов земель приходилась на управленческие расходы, включающие матрикулярные сборы⁶ и операционные расходы от доменов. Например, в бюджете Пруссии, доля населения которой в 1900 году составляла 61% населения Германской империи⁷, они достигали за период с 1910 по 1913 год 23,3 и 45,5% соответственно, не считая инвестиционных расходов (14,7%) и расходов по обслуживанию долга земли (14,1%) [Nipperdey, 1998. S. 173].

Последующее расширение функций и задач государства, включая самоуправление, рост спроса на общественные услуги, прежде всего со стороны городского населения, рост численности населения и урбанизация, деприватизация частных коммунальных хозяйств — всё это привело к росту государственных расходов: за 40 лет (с 1872 по 1913 год) расходы всех уровней власти относительно ВВП выросли в 2 раза (с 7,5 до 15,3%) [Andic, Veverka, 1963/64].

Подготовка к войне и проведение военно-морского перевооружения с 1898 года сопровождались ростом военных расходов, а также расходов на внешнеполитические цели, строительство железных дорог, судостроение и почтовое дело [Veblen, 1915]. Большая часть этих расходов, включая военные не прямые расходы (поддержку военных инвалидов, строительство стратегических объектов и т. д.), падала на рейх — 70–85% [Henning, 1993. S. 267] (табл. 1).

³ В 1871 году федеральные земли насчитывали 26 образований, включая самостоятельные Ганзейские города, муниципалитеты (общины) — 475 единиц с численностью населения свыше 10 тыс. чел. Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich. Berlin, 1901. https://www.statistischebibliothek.de/mir/receive/DESerie_mods_00007448.

⁴ Отчетный период с 1 апреля 1878 года по 31 марта 1879 года.

⁵ Расчет автора по данным [Aubin, Zorn, 1976. S. 181–182].

⁶ Матрикулярные сборы — ежегодные взносы федеральных земель, направляемые на покрытие дефицита бюджета рейха; определялись пропорционально численности населения территории, вне зависимости от состояния бюджета земли.

⁷ Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich, 1901. https://www.statistischebibliothek.de/mir/receive/DESerie_mods_00007448.

Т а б л и ц а 1

Расходы рейха на душу населения, 1881–1913 годы
(марки, в ценах 1900 года)

T a b l e 1

Reich per Capita Expenditure, 1881–1913
(in 1900 prices, marks)

Годы	Расходы на душу населения, в том числе			
	оборона	управление	обслуживание госдолга	социальные расходы
1881	10,3	1,7	0,3	–
1891	14,8	2,2	1,1	3,2
1901	18,1	2,7	1,5	7,6
1913	23,5	4,0	2,2	12,2

Источник: [Nipperdey, 1998. S. 172].

Правящая элита хотела, чтобы Германия заняла лидирующее положение среди ведущих стран мира, а это требовало квалифицированных кадров. В связи с этим усилилась борьба с неграмотностью и было введено обязательное всеобщее образование, что предопределило рост социальных расходов на всех уровнях власти, в том числе на образование и создание необходимой инфраструктуры. За 50 лет (с 1821 по 1871 год) расходы на образование выросли в 4 раза (с 5 до 20% в бюджете страны). Рост по статьям «образование» и «здравоохранение» продолжался вплоть до 1914 года.

К увеличению социальных и операционных расходов рейх, земли и особенно муниципалитеты подталкивало повышение финансовых потребностей растущих городов, а также расширение социальных запросов населения на общественные услуги. После 1870 года обязанности муниципалитетов возрастают: наряду с традиционным городским хозяйством (рынки, выставочные комплексы, больницы, школы, городские весы, склады, канализационные системы и сбор мусора), которое развивалось и модернизировалось, добавились новые виды деятельности. Коммунальное хозяйство перешло на качественно более высокий уровень и стало включать газовые и водопроводные сети, позднее — электросети и трамваи. Газификация и электрификация требовали инвестиций и новых кадров. Национализация в этой сфере привела к росту муниципальной собственности: к 1906 году 94% водопроводных сооружений находилось в ведении муниципалитетов [Abelshauser, 1980].

Во время войны и после нее рост государственных расходов продолжился [Andic, Veverka, 1963/64]. Наряду с геополитическими задачами (не допустить распада империи на множество мелких государств) и социально-политическими вызовами (пре-

одолеть голод, безработицу, нищету) перед правительством после поражения в войне встали новые задачи — выплаты репараций, погашение государственного долга, восстановление гражданской экономики.

Закрепление фискальных ресурсов между уровнями власти

Большая часть доходов империи вплоть до финансовой реформы 1919 года поступала в федеральные земли и коммуны (в 1885 году — 57,1 и 25,4% соответственно) [Aubin, Zorn, 1976. S. 184]. В бюджете империи более 60% составляли фискальные доходы, из них свыше половины — налоги на доходы и имущество (табл. 2).

Т а б л и ц а 2

Доходы в бюджете империи, 1913 год (млн марок/%)

T a b l e 2

Budget Revenues for the Empire, 1913 (mln marks/%)

Статьи доходов	Уровни бюджетной системы			Всего
	рейх	земли	общины	
Налоги на доходы и имущество, всего, в том числе	41/2,6	782/81,8	1373/90,7	2196/54,2
подходный налог	0/0	609/63,7	781/51,6	1390/34,3
налог на имущество	41/2,6	155/16,2	430/28,4	626/15,4
промысловый налог	–	18/1,9	162/10,7	180/4,4
Пошлины	641/40,5	–	–	641/15,8
Налоги на потребление	655/41,4	62/6,5	64/4,2	781/19,3
Транспортные налоги	247/15,6	112/11,7	76/5,0	435/10,7
Налоговые доходы, всего	1584/100	956/100	1513/100	4053/100
Прочие доходы с заработков	176/9,5	538/28,6	279/11,5	993/16,1
Сборы, взносы, прочее	84/4,6	388/20,6	642/26,4	1114/18,1
Налоговые и неналоговые доходы, всего	1844/29,9	1882/30,6	2434/39,5	6160/100

Источник: расчеты автора по данным [Aubin, Zorn, 1976. S. 184].

В фискальных ресурсах рейха преобладали таможенные пошлины (на чай, кофе, табак и т.д.), транспортные налоги, налоги на потребление (на солод, пиво, сахар, соль и др.) (табл. 2). Центр увеличивал собственные доходы за счет введения прямых налогов: на наследство (1906 год), на недвижимость (1913 год), позднее — военных взносов. В бюджет рейха поступали также доходы от собственных предприятий (доходы от имперской почты и имперского банка в 1900 году составили 104 млн марок, или 6% доходов [Nipperdey, 1998. S. 173]), а также матрикулярные взносы, доля

которых однако сокращалась: с 11% в 1876 году до 2,5% — в 1910-м [Aubin, Zorn, 1976. S. 183]. Для покрытия дефицита федерального бюджета, возникшего в силу опережающего роста расходов над доходами, рейх использовал займы⁸.

Основную часть доходов земель (50%) и общин (свыше 60%) составляли налоговые доходы, в том числе поступления от подоходного налога, налогов на имущество, а для муниципалитетов еще и промыслового налога (табл. 2). Фискальная автономия позволяла территориям вводить собственные налоги, устанавливать налоговые ставки, налоговые льготы и т.д.⁹, что приводило к возникновению налоговой конкуренции. Так, в городах в 1902/03 финансовом году уровень налоговой нагрузки мог различаться в два и более раз: во Франкфурте-на-Майне и Висбадене — в среднем более 40 марок на человека, в Киле, Штеттене, Халле — от 20 до 25 марок¹⁰. Низкий уровень налоговой нагрузки делал город привлекательным для размещения компаний и проживания прежде всего состоятельных жителей. Так, в Гамбурге, где ставка подоходного налога была снижена до 8,4% и не взимались промысловый и имущественные налоги, прирост населения вследствие миграции в 1904 году составил 16 580 чел., или 2,2% общего числа жителей (это был наилучший результат после Берлина, где прирост превысил 66 тыс. чел., или 3,3%)¹¹.

Треть доходов федеральных земель до 1914 года составляли доходы от доменов (лесов, солеварен, шахт, металлургических заводов, земель и т.д.). С развитием железнодорожного транспорта (до его национализации рейхом) в бюджеты земель (Саксонии, Пруссии, Баварии) поступали доходы от железных дорог. Так, в бюджете Пруссии в 1880/81 финансовом году 47,6% составляли доходы от собственных предприятий и 52,4% — налоговые поступления, а в 1893/94 году — 67,2 и 32,8% соответственно [Nipperdey, 1998. S. 175].

Таким образом, создание федерации (как союза независимых государств) закладывало основы к разграничению расходных полномочий между уровнями власти и наделению их соответствующими финансовыми ресурсами. Вертикальные дисбалансы

⁸ Доходы рейха устанавливались, например, в параграфах 35, 38, 70 Имперской конституции. Ab. 35, 38, 70 Die Verfassung des Deutschen Reiches (1871). <https://www.verfassungen.de/de67-18/verfassung71-i.htm>.

⁹ В Берлине надбавка к подоходному налогу составляла 100%, Кёнигсберге — 202%, Эссене — 150–200% [Озеров, 1911. С. 359]. Бавария, Вюртемберг и Баден сохраняли собственное налогообложение пива и крепких спиртных напитков, см.: Ab. 35 Die Verfassung des Deutschen Reiches (1871). <https://www.verfassungen.de/de67-18/verfassung71-i.htm>.

¹⁰ Statistisches Jahrbuch Deutscher Staedte / M. Neefe (ed.). Breslau, 1906. S. 380.

¹¹ Расчет автора по данным: Statistisches Jahrbuch Deutscher Staedte 1906. S. 482; [Aubin, Zorn, 1976. S. 184].

бюджетов частично сглаживались через систему матриккулярных взносов.

В конце XIX — начале XX века в Германии сложился «прото-конкурентный» федерализм.

1. Центр выступал как представительный орган и «носитель затрат» (*Kosttraeger*), а основные расходные полномочия и источники доходов законодательно закреплялись за федеральными землями.
2. Фискальная автономия территорий предусматривала установление собственных налогов, определение налоговых ставок, льгот и т. д. Земли отвечали за взимание налогов и сборов — как собственных, так и в пользу рейха¹².
3. Федеральные земли и муниципалитеты конкурировали между собой за финансовые и трудовые ресурсы [Трофимова, 2024]. Существовала возможность территориальной миграции: предприятия и население (в лице наиболее состоятельных граждан) выбирали города с оптимальным соотношением между предоставляемыми им общественными благами и собираемыми с них налогами. Компании старались регистрироваться в муниципалитетах с минимальным обложением, что привело к введению с 1906 года законодательного разделения налоговых платежей крупных компаний между тем муниципалитетом, в котором регистрировалась компания, и тем, в котором она работала.

Сложившаяся модель отличалась от конкурентного федерализма, поскольку: (1) сохранялась высокая степень автономии отдельных государственно-территориальных образований¹³; (2) расходные полномочия рейха были недостаточно обеспечены финансовыми ресурсами, в итоге существовала политико-экономическая зависимость центра от федеральных земель (например, с начала войны в 1914 году рейх получал доходов меньше, чем все земли и муниципалитеты [Aubin, Zorn, 1976. S. 185]); (3) отсутствовали единые правила внешнего заимствования, что способствовало росту займов на местах; не было также единого механизма администрирования доходов, подготовки государственных чиновников.

¹² Ab. 35 Die Verfassung des Deutschen Reiches (1871). <https://www.verfassungen.de/de67-18/verfassung71-i.htm>.

¹³ Так, несмотря на создание Государственного банка империи (*Reichsbank*) в 1875 году, Пруссия сохраняла свой государственный банк, Бавария и Вюртемберг имели собственную почту и т. д.

Отдельные федеральные законодательные инициативы не только укрепляли модель «протоконкурентного» федерализма, но и ослабляли ее, подготавливая возможность перехода к фискальному федерализму. Так, с 1879 года федеральные земли получили дополнительные фискальные ресурсы: в закон о пошлинах была внесена поправка, предложенная баварским депутатом Георгом Франкенштейном. Согласно ей доходы от таможенных пошлин и акциза на табак, превышающие 130 млн марок в год, вместо рейха стали поступать в федеральные земли [Nipperdey, 1998. S. 170]. Эта инициатива законодательно укрепляла фискальную автономию земель.

Для сглаживания вертикальных и горизонтальных дисбалансов предпринимались попытки введения механизма выравнивания. Так, в конце 1870-х годов было проведено выравнивание в пользу муниципалитетов земли Ост-Эльбии (Ostelbin) путем выделения рейхом бюджетных трансфертов на поддержку школ и больниц, строительство дорог, материальную помощь бедным. На основе закона Lex Huene (1885 год) общины Пруссии с 1885 по 1895 год получили от рейха целевые дотации в виде надбавок к таможенным пошлинам на скот и зерно в сумме 160 млн марок. Распределение между общинами осуществлялось по шкале, устанавливаемой на пять лет в пропорциях 2:3 в соответствии с ожидаемыми поступлениями по налогу на землю и налогу на здания и 1:3 — по численности населения [Herrfurth, 2024]. Это означало, по сути, что налоги на землю и здания частично передавались общинам, а численность рассматривалась как критерий предстоящих муниципальных расходов. Позиции муниципалитетов Пруссии укрепила Микельская реформа¹⁴ 1891–1893 годов: если ранее доходы от подоходного и реальных налогов (на землю и промысловый) получали земли, то после реформы доходы от реальных налогов и частично от подоходного полностью перешли к муниципалитетам.

2. Переход к модели фискального федерализма

Федеральное правительство видело решение геополитических и социально-экономических задач, обострившихся после войны, в укреплении власти центра в рамках единого федеративного государства путем пересмотра налоговых и расходных полномочий между уровнями бюджетной системы. Эрцбергер подчеркивал, что «после войны с учетом необходимости пога-

¹⁴ Йохан фон Микель (1828–1901) — министр финансов Пруссии в 1890 году.

шения репараций, восстановления экономики и т. д. рейху требуется не менее 70% доходов бюджета, а не 35–40%, как это было до войны» [Erzberger, 1919].

В основу распределения бюджетных расходов легло разграничение функций управления: на требующие централизации (оборона, внешнеполитическая деятельность, почта и связь, гражданская авиация и т. д.), децентрализации (жилищно-коммунальное хозяйство, дороги и др.) и смешанного подхода (социальные услуги). В результате большая часть государственных расходов отошла к рейху (табл. 3).

Т а б л и ц а 3

Динамика распределения государственных расходов (%)

T a b l e 3

Changes in Allocation of Public Expenditures (%)

Годы	Уровни бюджетной системы		
	рейх	земли	муниципалитеты
1872	29	–	–
1881	33	40	27
1891	40	33	27
1901	39	30	30
1907	40	26	34
1913	41	26	34
1926	45	24	31

Источник: [Andic, Veverka, 1963/64].

Основными статьями расходов рейха в 1919–1924 годах наряду с административными (47% расходов бюджета) стали выплата репараций (27%) и обслуживание госдолга (14%) [Henning, 1997. S. 60], а для земель и муниципалитетов — административные и социальные расходы. Последние распределялись между рейхом и территориями в пропорции 30:70, при этом доля рейха оставалась практически неизменной с 1877 года — 29% [Andic, Veverka, 1963/64]. Социальные расходы рейха включали в себя преимущественно социальное страхование и выплату пособий компенсационного характера лицам, пострадавшим в годы войны; социальные расходы земель и муниципалитетов — на образование и здравоохранение, материальную помощь бедным и инвалидам и т. д.

Согласно новой системе закрепления налогов (табл. 4) прямые налоги должны были приносить $\frac{3}{4}$ доходов федеральному бюджету. Единый подоходный налог с физических лиц определялся как основной источник доходов рейха, а налоги на капитал — как дополнительное налоговое бремя на состоятельное

население. За землями и общинами закреплялись налоги, не отличавшиеся высокой доходностью. Земли в обмен на субсидии передали часть своих активов рейху (железные дороги, почта Вюртемберга и Баварии). Пересмотр источников доходов предполагал учитывать платежеспособность земель¹⁵.

Т а б л и ц а 4

**Распределение налогов между уровнями бюджетной системы
после реформы 1919–1920 годов (%)**

T a b l e 4

Allocation of Taxes Among Budgetary System Levels After the Reforms of 1919–1920 (%)

Налоги ^a	Уровни бюджетной системы		
	рейх	земли	муниципалитеты
Налог на наследство	80	20	–
Налог на передачу недвижимости	50	50	–
Налог с оборота ^b	85	10	5
Подоходный налог с физических лиц	100	–	–
Налог на доход с капитала (ставка 10%)	100	–	–
Корпоративный налог (ставка от 20 до 35%)	100	–	–
Налоги на потребление	100	–	–
Сбор за транспортные средства, гербовый сбор	100	–	–
Прочие сборы	100	–	–
Таможенные пошлины	100	–	–
Налог на землю	–	–	100
Промысловый налог	–	–	100
Налог на зрелища	–	–	100

^a Кроме того, существовали разовые сборы: военные (закон от 10 сентября 1919 года), чрезвычайный налог (Rechnotopfer) (законы от 10 сентября 1919 года и 31 декабря 1919 года).

^b Ставка 1,5%, позднее 2%, на товары-люкс — 15%.

Источник: [Henning, 1997. S. 62].

Отменялись матрикулярные взносы [Schmidt-Essen, 1919. S. 543–544], а также собственные надбавки земель к имперским налогам (Zuschlaege). Земли стали носителями расходов империи (Kostgaenger), потеряв свою политико-экономическую независимость от центра. Отмена фискальной независимости устраняла налоговую конкуренцию территорий, решая проблему уклонения от уплаты налогов. Вводились институт межбюджет-

¹⁵ Ab. 8 Die Verfassung des Deutschen Reiches (1919). <https://www.verfassungen.de/de19-33/verf19-i.htm>.

ного выравнивания территориальных бюджетов трансфертами рейха, а также институт централизованного администрирования налогов.

В результате реформы 1919–1920 годов бюджетная система империи стала приобретать черты фискального федерализма.

1. Расходные полномочия между уровнями власти распределялись относительно равномерно согласно исполняемым функциям, а источники доходов — в соответствии с расходными полномочиями. Неналоговые доходы рейха в последующем предполагалось увеличить за счет национализации части крупной собственности (20% капиталов сельского хозяйства, промышленности, торговли, банков, домовладений), но решение не было принято (меморандум 1921 года) [Винклер, 2013. С. 190].
2. Доля регулирующих налогов в налоговых доходах бюджета империи существенно выросла (табл. 5). Соотношение между доходами от собственных и регулирующих налогов в 1922 году составило 80:20.

Т а б л и ц а 5

Доля регулирующих налогов в налоговых доходах

Table 5

Показатели	1920	1921	1922
Регулирующие налоги (в 1000 марок):			
налог на наследство	620 000	620 000	700 000
налог на передачу недвижимости	220 000	500 000	550 000
налог с оборота	3 650 000	9 000 000	19 000 000
налог с оборота (с люкс-вещей)	–	–	1 000 000
Регулирующие налоги, всего	4 490 000	10 120 000	21 250 000
Налоговые доходы, всего (в 1000 марок)	39 566 000	55 942 000	106 379 850
Доля регулирующих налогов в налоговых доходах (%)	11,35	18,09	19,98

Примечание. Данные за 1920–1922 годы приведены в текущих ценах.
Источник: расчеты автора по данным Statistisches Jahrbuch fuer das Deutsche Reich 1921/22. S. 361. https://www.statistischebibliothek.de/mir/servlets/MCRFileNodeServlet/DEHeft_derivate_00070371/1921-22gesamt.pdf.

3. Финансовая самостоятельность территориальных органов власти сохранялась в ограниченном виде за счет собствен-

ных и регулирующих налогов, а также неналоговых доходов, тем самым у земель и муниципалитетов частично оставались и экономические стимулы в развитии облагаемой базы своих территорий¹⁶.

4. Централизация части фискальных ресурсов (прежде всего подоходного налога с физических лиц) позволила создать механизм выравнивания территориальных бюджетов.
5. Вводился экономичный централизованный сбор налоговых доходов путем создания централизованной имперской налоговой службы вместо налоговых служб земель, отличавшихся разным уровнем организации [Трофимова, 2024. С. 19], а также централизованной службы статистического учета¹⁷.

Заключение

Бюджетный федерализм Германской империи за пятьдесят лет (с 1871 по 1920 год) претерпел существенные изменения, пройдя путь от «протоконкурентного» к фискальному.

Действие экзогенных факторов, таких как война и ее последствия, ускорило эту трансформацию. Расширявшиеся расходные полномочия рейха требовали дополнительных фискальных ресурсов, которые были получены путем перераспределения части основных доходов в пользу центра.

Эндогенные факторы также подталкивали к усилению центральной власти: продолжавшаяся экономическая и социально-политическая интеграция территорий, рост городов, территориальная миграция создавали спрос на сложившиеся (транспорт, почта, связь, образование, медицинское обслуживание и т.д.) и возникающие общественные услуги (например, газо- и электроснабжение, социальное страхование, налоговое консультирование). Благодаря централизации устранялась конкуренция в качестве предлагаемых услуг, так как они должны были теперь соответствовать единым стандартам, обеспечиваться единой административной и технической поддержкой на всей территории страны.

¹⁶ Однако в последующие годы доля регулирующих налогов в налоговых доходах вновь стала снижаться (в 1928/29 финансовом году после финансовой реформы 1925 года она составила около 17%). Расчеты автора по данным *Die Ausgaben und Einnahmen der öffentlichen Verwaltung im Deutschen Reich fuer das Rechnungsjahr. Ergebnisse der Reichsfinanzstatistik. Sonderbeilage zu "Wirtschaft und Statistik". 1931, 11 Jahrg. No 7, S. 6.*

¹⁷ *Bevoelkerung und Wirtschaft 1872–1972. Statistisches Bundesamt. Stuttgart und Mainz: Verlag Kohlhammer, 1972.*

Опыт Германии показал, что создание непосредственно перед войной так называемой самодостаточной экономики [Veblen, 1915] и последующее выживание при санкционном давлении и международной изоляции требовали гибкого баланса между централизацией и децентрализацией расходных полномочий, а также соответствующего соотношения ресурсов. Именно фискальный федерализм в силу централизации средств позволил приступить к преодолению геополитических и социально-экономических вызовов¹⁸, а сохранение децентрализации прежде всего неналоговых доходов стимулировало местные власти продолжить развивать свою экономику. Поэтому не случайно бюджетный федерализм ФРГ, который постоянно реформируется (фискальные реформы 1969, 2006, 2017 годов), в результате реформ 2020-х годов при геополитической нестабильности и росте долгов земель вновь возвращается к фискальному федерализму как наиболее оптимальной модели: автономия земель ослабевает, а механизм выравнивания — укрепляется [Bury, Feld, 2023].

Логика исследования исторической картины перехода, сопровождавшегося разнонаправленными тенденциями (централизация и децентрализация) в финансово-бюджетной сфере, от одной модели бюджетного федерализма к другой в Германии актуальна и для России. Так, сокращение доходов и рост расходов федерального бюджета РФ в последние годы усиливают значение централизации фискальных ресурсов на федеральном уровне, а рост расходов регионов и муниципалитетов — трансфертов и механизма выравнивания¹⁹. Гибкий баланс между централизацией и децентрализацией расходных полномочий и соответствующим распределением доходных источников с превалированием централизации фискальных ресурсов на федеральном уровне позволит России развиваться в условиях беспрецедентного внешнего давления и тренда на самодостаточность экономики. Переход к конкурентному федерализму для России (путь, предлагаемый в ряде работ [Пономаренко, 2002; Реформирование федеративных отношений..., 2000. С. 27–117] в сложившихся условиях становится преждевременным.

¹⁸ В 1921 году безработица достигла минимума в 2%, выросло производство чугуна в 1,4 раза, бурого угля — в 3,4 раза, стали — в 1,7 раза в 1922 году к 1900 году. Началась выплата репараций [Aubin, Zorn, 1976. S. 181–182].

¹⁹ Доходы федерального бюджета РФ составили 17% ВВП в 2023 году против 17,4% ВВП в 2020-м, расходы в 2023 году выросли на 1,2 трлн руб. относительно 2022-го, дефицит бюджета в 2023 году составил 1,9% ВВП. В 55 субъектах Федерации, включая новые территории, консолидированный региональный бюджет за 2023 год был исполнен с дефицитом, также вырос объем регионального долга [Российская экономика..., 2024. С. 42].

П р и л о ж е н и е

A p p e n d i x

Т а б л и ц а П

Отличительные черты моделей федерализма

T a b l e A

Distinctive Features of Federalism Models

Отличительные черты моделей	«Протоконкурентный» федерализм	Конкурентный федерализм	Фискальный федерализм
Разграничение расходных полномочий между уровнями власти	Большая часть расходных полномочий сосредоточена на субфедеральном и муниципальном уровнях власти		Расходные полномочия между уровнями власти распределены согласно исполняемым функциям
Наделение уровней власти фискальными ресурсами для выполнения расходных полномочий	Большая часть фискальных ресурсов закреплена за субфедеральным и муниципальными уровнями власти в соответствии с расходными полномочиями		Большая часть фискальных ресурсов распределена в соответствии с расходными полномочиями уровней власти
Характеристика налоговых доходов бюджетов	Преобладают собственные налоги, которые зачисляются практически в полном объеме в бюджет соответствующего уровня власти		Существенная доля совместных (регулирующих) налогов в налоговых доходах бюджетов
Уровень налогового администрирования	Сбор доходов на уровне отдельных территорий	Централизованный сбор доходов (экономия на масштабе)	Централизованный сбор доходов (экономия на масштабе)
Налоговая конкуренция территорий за ресурсы	Налоговая конкуренция хорошо развита и сопровождается территориальной миграцией		Налоговая конкуренция отсутствует
Перераспределение финансовых ресурсов для сбалансированности бюджетов	Политика бюджетного выравнивания: — сверху вниз отсутствует либо незначительна, поскольку у центра нет средств для выравнивания территориальных бюджетов; — снизу вверх возможна в виде взносов территорий центру		Политика бюджетного выравнивания: — сверху вниз согласно правилам, формулам, установленным на длительный период; величина трансфертов максимальна за счет централизации основной части доходов центром; — снизу вверх и по горизонтали возможны

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы А

Отличительные черты моделей	«Протоконкурентный» федерализм	Конкурентный федерализм	Фискальный федерализм
Существование бюджетных ограничений	Действуют мягкие бюджетные ограничения (переговорно-согласительная система), что приводит к избыточным бюджетным расходам и росту задолженности на уровне территорий		Как правило, действуют жесткие бюджетные ограничения
Использование экономических и (или) административных стимулов развития субъектов федерации на местах	Преобладают экономические стимулы, ориентирующие местные органы власти на развитие экономического потенциала своих территорий и укрепление собственной налоговой базы		Преобладают административные стимулы (например, преференции в виде особых прав)

Источник: составлено автором.

Литература

1. Винклер Г.А. Веймар 1918–1933: история первой немецкой демократии. М.: Российская политическая энциклопедия, 2013.
2. Зилькарнай И.У. Конкурентный федерализм и экономический рост // Экономика и управление. 2009. № 1. С. 44–50.
3. Каширский О. Германский федерализм: от «кооперативного» к «конкурентному»? // Современная Европа. 2007. № 4. С. 100–113.
4. Озеров И.Х. Основы финансовой науки. Учение об обыкновенных доходах. М.: Тип. тов-ва И.Д. Сытина, 1911. <http://elibrary.ru/nodes/83119-ruprlib00068506#mode/inspect/page/363/zoom/7>.
5. Пономаренко Е.В. Теоретические основы бюджетного федерализма // Бюджетный федерализм и финансовое управление на местном уровне. М.: World Bank Institute, 2002. С. 1–17.
6. Реформирование федеративных отношений в России (взгляд с позиции конкурентного федерализма) // Вопросы экономики. 2000. № 10. С. 27–117.
7. Российская экономика в 2023 году. Тенденции и перспективы. № 45 / под науч. ред. А.Л. Кудрина, В.А. Мау, А.Д. Радыгина, С.Г. Синельникова-Мурылева. М.: Изд-во Института Гайдара, 2024.
8. Руденко О.А. «Конкурентный федерализм»: развитие канадского федерализма в 1970-е — начале 1980-х годов // Вестник Челябинского государственного университета. 2011. № 14. С. 37–41.
9. Трофимова Я.В. Единый подоходный налог — стимул или антистимул // Налоги. 2024. № 3. С. 15–20. DOI: 10.18572/1999-4796-2024-3-15-20.
10. Abelshauser W. Staat, Infrastruktur und Regionaler Wohlfundausgleich im Preussen der Hochindustrialisierung // Staatliche Umverteilungspolitik in Historischer Perspektive. Beiträge zur Entwicklung des Staatsinterventionismus in Deutschland und Österreich. Schriften des Vereins für Socialpolitik / F. Blauch (ed.). Berlin: Duncker & Humblot, 1980. S. 9–58.
11. Andic S., Veverka J. The Growth of Government Expenditure in Germany Since the Unification // FinanzArchiv. Public Finance Analysis New Series. 1963/64. Vol. 23. No 2. P. 169–278. <https://www.jstor.org/stable/40909774>.
12. Aubin H., Zorn W. Handbuch der Deutschen Wirtschafts- und Sozialgeschichte. Band 2. Stuttgart: Verlag Klett-Cotta, 1976.
13. Bury Y., Feld L.P. Fiscal Federalism in Germany // The Forum of Federations Handbook of Fiscal Federalism / J.-F. Tremblay (ed.). Ottawa: Springer Nature Switzerland AG, 2023. P. 159–213. DOI: 10.1007/978-3-030-97258-5.

14. Erzberger M. Stenografische Berichte. National Versammlung. 50 Sitzung. 8 Juli 1919. <http://www.reichstagsprotokolle.de/index.html>.
15. Henning F.-W. Das industrialisierte Deutschland 1914 bis 1992. Paderborn; Muenchen; Wien; Zürich: Schoeningh, 1997.
16. Herrfurth L. Die Ausführung der lex Huene in Preussen//FinanzArchiv. Public Finance Analysis. 1887. Vol. 4. No 1. S. 441–462. <http://www.jstor.org/stable/40904722>.
17. Nipperdey T. Deutschesgeschichte 1866–1918. Band 2. Muenchen: Verlag C. H. BECK, 1995.
18. Schmidt-Essen A. Reichseinkommensteuer und Einheitsstaat//Wirtschaftsdienst. Zeitschrift für Wirtschaftspolitik. 1919. No 29. S. 543–544.
19. Veblen T. Imperial Germany and the Industrial Revolution. 1915. Kitchener: Batoche Books, 2003. <https://historyofeconomicthought.mcmaster.ca/veblen/ImperialGermany.pdf>.

References

1. Winkler H. A. *Veymar 1918-1933: istoriya pervoy nemetskoj demokratii* [Weimar 1918-1933: The Story of the First German Democracy]. Moscow, Rossiyskaya politicheskaya entsiklopediya, 2013. (In Russ.)
2. Zulkarnay I. U. Konkurentnyy federalizm i ekonomicheskyy rost [Competitive Federalism and Economic Growth]. *Ekonomika i upravlenie* [Economics and Management], 2009, no. 1, pp. 44-50. (In Russ.)
3. Kashirskiy O. Germanskiy federalizm: ot “kooperativnogo” k “konkurentnomu”? [German Federalism: From Cooperative to Competitive Federalism?]. *Sovremennaya Evropa* [Modern Europe], 2007, no. 4, pp. 100-113. (In Russ.)
4. Ozerov I. Kh. *Osnovy finansovoy nauki. Uchenie ob obyknovennykh dokhodakh* [Fundamentals of Financial Science. The Doctrine of Ordinary Income]. Moscow, I. D. Sytin Printing House, 1911. <http://elib.shpl.ru/ru/nodes/83119-ruprlib00068506#mode/inspect/page/363/zoom/7>. (In Russ.)
5. Ponomarenko E. V. Teoreticheskie osnovy byudzhethnogo federalizma [Theoretical Foundations of Fiscal Federalism]. In: *Byudzhethnyy federalizm i finansovoe upravlenie na mestnom urovne* [Fiscal Federalism and Financial Management at the Local Level]. Moscow, World Bank Institute, 2002, pp. 1-17. (In Russ.)
6. Reformirovanie federativnykh otnosheniy v Rossii (vzglyad s pozitsii konkurentnogo federalizma) [Reforming Federal Relations in Russia (View from the Perspective of Competitive Federalism)]. *Voprosy ekonomiki*, 2000, no. 10, pp. 27-117. (In Russ.)
7. Kudrin A. L., Mau V. A., Radygin A. D., Sinelnikov-Murylev S. G. (eds.). *Rossiyskaya ekonomika v 2023 godu. Tendentsii i perspektivy* [Russian Economy in 2023. Trends and Prospects], no. 45. Moscow, Gaidar Institute Publishing House, 2024. (In Russ.)
8. Rudenko O. A. “Konkurentnyy federalizm”: razvitie kanadskogo federalizma v 1970-e - nachale 1980-kh godov [Competitive Federalism: The Development of Canadian Federalism in the 1970s and Early 1980s]. *Vestnik Chelyabinskogo gosudarstvennogo universiteta* [Bulletin of Chelyabinsk State University], 2011, no. 14, pp. 37-41. (In Russ.)
9. Trofimova Ya. V. Edinyy podokhodnyy nalog - stimul ili antistimul [Uniform Income Tax - Incentive or Disincentive]. *Nalogi* [Taxes], 2024, no. 3, pp. 15-20. DOI: 10.18572/1999-4796-2024-3-15-20. (In Russ.)
10. Abelshauser W. Staat, Infrastruktur und Regionaler Wohlstandsausgleich im Preussen der Hochindustrialisierung. In: Blaich F. (ed.). *Staatliche Umverteilungspolitik in Historischer Perspektive. Beiträge zur Entwicklung des Staatsinterventionismus in Deutschland und Österreich. Schriften des Vereins für Socialpolitik*. Berlin, Duncker & Humblot, 1980, S. 9-58.
11. Andic S., Veverka J. The Growth of Government Expenditure in Germany Since the Unification. *FinanzArchiv. Public Finance Analysis New Series*, 1963/64, vol. 23, no. 2, pp. 169-278. <https://www.jstor.org/stable/40909774>.
12. Aubin H., Zorn W. *Handbuch der Deutschen Wirtschafts- und Sozialgeschichte*. Vol. 2. Stuttgart, Verlag Klett-Cotta, 1976.

13. Bury Y., Feld L. P. Fiscal Federalism in Germany. In: Tremblay J.-F. (ed.). *The Forum of Federations Handbook of Fiscal Federalism*. Ottawa, Springer Nature Switzerland AG, 2023, pp. 159-213. DOI: 10.1007/978-3-030-97258-5.
14. Erzberger M. *Stenografische Berichte*. Berlin, National Versammlung, 50 Sitzung, 8 Juli 1919. <http://www.reichstagsprotokolle.de/index.html>.
15. Henning F.-W. *Das industrialisierte Deutschland 1914 bis 1992*. Paderborn, Muenchen, Wien, Zürich, Schoeningh, 1997.
16. Herrfurth L. Die Ausführung der lex Huene in Preussen. *FinanzArchiv. Public Finance Analysis*, 1887, vol. 4, no. 1, S. 441-462. <http://www.jstor.org/stable/40904722>.
17. Nipperdey T. *Deutsche Geschichte 1866-1918*. Vol. 2. Muenchen, Verlag C. H. BECK, 1995.
18. Schmidt-Essen A. Reichseinkommensteuer und Einheitsstaat. *Wirtschaftsdienst. Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 1919, no. 29, S. 543-544.
19. Veblen T. *Imperial Germany and The Industrial Revolution*. 1915. Kitchener, Batoche Books, 2003. <https://historyofeconomicthought.mcmaster.ca/veblen/ImperialGermany.pdf>.

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В ИНТЕРНЕТЕ**

В электронном виде

- <http://ecpolicy.ru/>
- <http://www.econbiz.de/>
- ulrichsweb.serialssolutions.com/
- <https://e.lanbook.com/>
- <http://dlib.eastview.com/>
- <http://elibrary.ru/>
- <https://ideas.repec.org/>
- <http://cyberleninka.ru/>
- <http://biblioclub.ru/>
- <http://ipscience.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 «Онлайн Принт»

115487, Москва, ул. Нагатинская, д. 16Б.

Тираж 50 экз.

Editorial address: 3–5, str. 1, Gazetnyy per.,

Moscow, 125009, Russian Federation

Tel.: +7 (495) 691-77-21

E-mail: mail@ecpolicy.ru

Printed by "Online Print" Ltd. Address: 16B, ul. Nagatinskaya,

Moscow, 115487, Russian Federation

50 copies