

Журнал индексируется базами данных

Scopus®

Russian Science
Citation Index

ULRICHSWEB™
GLOBAL SERIALS DIRECTORY

РОССИЙСКИЙ ИНДЕКС
НАУЧНОГО ЦИТИРОВАНИЯ
Science Index*



ECONBIZ
Find Economic Literature



Индекс в каталоге агентства «Роспечать» — 81184

Индекс в объединенном каталоге «Пресса России» — 45502

ISSN 1994-5124



9 771994 512008 >

Т. 16 № 2 АПРЕЛЬ 2021

ISSN 1994-5124

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Οικονομία • Πολιτικά

ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ • POLITIKA

2021

Том 16 № 2 АПРЕЛЬ

ISSN 1994-5124

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 16 № 2 апрель 2021

Главный редактор

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

Редакционная коллегия

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

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

Окономика • Политика

OIKONOMIA • POLITIKA

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

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

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

Индекс журнала в каталоге агентства «Роспечать» — 81184.

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

Редакция журнала:

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

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

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

Публикуемые материалы прошли процедуру рецензирования и экспертного отбора.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

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

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

Editorial staff:

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

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

Published materials underwent the procedure of reviewing and expert selection.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol. 16 No. 2 April 2021

Editor-in-Chief

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

Editorial Board

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

Valery ANASHVILI, Deputy Editor-in-Chief, Editor-in-Chief,
Gaidar Institute Publishing House (Moscow, Russian Federation)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Οικονομία • Πολιτικά

OIKONOMIA • POLITIKA

EDITORIAL COUNCIL

- François BOURGUIGNON**, PhD (Econ.), Professor, Paris School of Economics (Paris, France)
- Vladimir DREBENTSOV**, Cand. Sci. (Econ.), Vice-President for Foreign Relations, Chief Economist for Russia and the CIS, BP Group (Moscow, Russian Federation)
- Alexander DYNKIN**, Dr. Sci. (Econ.), Academician, President, Institute of World Economy and International Relations (Moscow, Russian Federation)
- Revold ENTOV**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academician, Principal Researcher, Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russian Federation)
- Leonid EVENKO**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academic Advisor of the Higher School of International Business, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Eugeny GAVRILENKOV**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
- Alan GELB**, PhD (Econ.), Senior Fellow, Center for Global Development (Washington, USA)
- Herman GREF**, Cand. Sci. (Econ.), CEO, Chairman of the Executive Board, Sberbank of Russia (Moscow, Russian Federation)
- Sergey KARAGANOV**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Dean of the Faculty of World Economy and International Affairs, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
- Mikhail KOPEIKIN**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Chairman, Accounts Chamber of the Russian Federation National Research University Higher School of Economics; Deputy Chairman, State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)
- Alexey KUDRIN**, Dr. Sci. (Econ.), Chairman, Accounts Chamber of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
- John LITWACK**, PhD (Econ.), Lead Economist for China, World Bank (Washington, USA)
- Elena LOBANOVA**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Dean of the Higher School of Finance and Management, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Augusto LOPEZ-CLAROS**, PhD (Econ.), Professor, Director of Global Indicators and Analysis, World Bank (Washington, USA)
- Pradeep MITRA**, PhD (Econ.), Consultant of the Chief Economist, Europe and Central Asia Region, World Bank (Washington, USA)
- Sergey MYASOEDOV**, Dr. Sci. (Sociol.), Professor, Director of the Institute of Business Studies, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Vadim NOVIKOV**, Senior Researcher, RANEPA (Moscow, Russian Federation)
- Rustem NUREEV**, Dr. Sci. (Econ.), Professor of Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, National Research University Higher School of Economics; Head of Department of Economic Theory, Financial University under the Government of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
- Alexander ROMANOV**, Dr. Sci. (Med.), Professor, Corresponding Member of the Russian Academy of Medical Sciences, Federal Rehabilitation Centre, Administrative Directorate of the President of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
- Andrey SHASTITKO**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, RANEPA; Deputy Dean for Scientific Work, Head of Department of Competition and Industrial Policy, Faculty of Economics, Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russian Federation)
- Sergey SHATALOV**, Dr. Sci. (Econ.), Class 1 Active State Advisor of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)
- Igor SHUVALOV**, Cand. Sci. (Law), Chairman, State Corporation "Bank for Development and Foreign Economic Affairs (Vnesheconombank)" (Moscow, Russian Federation)
- Sergey STEPASHIN**, Dr. Sci. (Law), Professor (Moscow, Russian Federation)
- Andrey VOLKOV**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Moscow School of Management Skolkovo (Moscow, Russian Federation)
- Yevgeny YASIN**, Dr. Sci. (Econ.), Professor, Academic Supervisor, National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russian Federation)
- Mikhail ZADORNOV**, Cand. Sci. (Econ.), President and Chairman of the Management Board, Otkritie FC Bank (Moscow, Russian Federation)
- Alexander ZHUKOV**, Cand. Sci. (Econ.), Deputy Chairman of the State Duma, Federal Assembly of the Russian Federation (Moscow, Russian Federation)

СОДЕРЖАНИЕ

Налоговая политика

Александр ДЕРЮГИН, Ирина ФИЛИППОВА, Игорь АРЛАШКИН

Влияние внутрирегиональной налоговой децентрализации
на развитие доходной базы регионов. **8**

Региональная экономика

Ольга ДЕМИДОВА, Элизат КАМАЛОВА

Пространственно-эконометрическое моделирование
экономического роста российских регионов:
имеют ли значение институты? **34**

Рынок труда

Андрей ПОКИДА, Наталья ЗЫБУНОВСКАЯ

Динамика теневой занятости российского населения **60**

Анна ЛУКЬЯНОВА

Цифровизация и гендерный разрыв в оплате труда. **88**

История экономики

Андрей БЕЛЫХ

Деятельность М. Х. Рейтерна: фактор доверия **118**

Nikita LYCHAKOV

The Value of Banks' Political and Business Connections
in the Russian Industrialization
of the 1890s and the Crisis of 1899–1902 **136**

CONTENTS

Tax Policy

Aleksandr DERYUGIN, Irina FILIPPOVA, Igor ARLASHKIN

Impact of Intraregional Tax Decentralization on a Region's Tax Base	8
--	---

Regional Economics

Olga DEMIDOVA, Elizat KAMALOVA

Spatial Econometric Modeling of Economic Growth in Russian Regions: Do Institutions Matter?	34
---	----

Labor Market

Andrei POKIDA, Natalia ZYBUNOVSKAYA

Dynamics of Shadow Employment of the Russian Population	60
---	----

Anna LUKYANOVA

Digitalization and the Gender Wage Gap in Russia	88
--	----

Economic History

Andrei BELYKH

Activities of Mikhail Reutern: The Trust Factor	118
---	-----

Nikita LYCHAKOV

The Value of Banks' Political and Business Connections in the Russian Industrialization of the 1890s and the Crisis of 1899–1902	136
--	-----

Налоговая политика

Влияние внутрирегиональной налоговой децентрализации на развитие доходной базы регионов

Александр ДЕРЮГИН, Ирина ФИЛИППОВА, Игорь АРЛАШКИН

Александр Николаевич Дерюгин — старший научный сотрудник лаборатории исследований бюджетной политики Института прикладных экономических исследований, РАНХиГС (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82); старший научный сотрудник центра межбюджетных отношений, Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ (РФ, 127006, Москва, Настасьинский пер., 3, стр. 2). E-mail: anderyugin@mail.ru

Игорь Юрьевич Арлашкин — научный сотрудник лаборатории исследований бюджетной политики Института прикладных экономических исследований, РАНХиГС (РФ, 119571, Россия, Москва, пр. Вернадского, 82); научный сотрудник центра межбюджетных отношений, Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов РФ (РФ, 127006, Москва, Настасьинский пер., 3, стр. 2). E-mail: igor-arlashkin@mail.ru

Ирина Николаевна Филиппова — научный сотрудник лаборатории бюджетной политики, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (РФ, 125009, Москва, Газетный пер., 3–5, стр. 1); ассистент кафедры конкурентной и промышленной политики экономического факультета, МГУ им. М.В. Ломоносова (РФ, 119234, Москва, Ленинские Горы, 1, стр. 46). E-mail: filippova@365.i.e.p.ru

Аннотация

В статье рассматривается влияние передачи субъектами Российской Федерации на местный уровень нормативов отчислений от ряда налогов (налога, взимаемого в связи с применением упрощенной системы налогообложения (НУСН), налога на доходы физических лиц (НДФЛ), налога на имущество организаций (НИО) и налога на прибыль организаций) на рост доходной базы соответствующих налогов. Основная гипотеза, выдвигаемая авторами, состоит в том, что передача налогов в местные бюджеты оказывает положительное влияние на развитие доходной базы соответствующего налога. Этот результат будет тем выше, чем в большей степени местные власти смогут повлиять на деятельность плательщиков соответствующих налогов. Тестируется также гипотеза о том, что в бедных и богатых регионах передача налоговых доходов на местный уровень может оказывать разное влияние. Для проверки гипотез используются обобщенная модель панельных данных, модель межгрупповой оценки, модель с фиксированными эффектами (или внутригрупповой оценки) и гибридная модель. Используется оценка предельных эффектов с учетом уровня богатства региона. На основе результатов расчетов делается вывод о наличии положительного эффекта от передачи на местный уровень ряда налогов: взимаемого в связи с применением упрощенной системы налогообложения; на доходы физических лиц; на прибыль организаций и на имущество организаций. Этот вывод справедлив только для отдельных групп регионов. В частности, в отношении НУСН и НИО это оказалось справедливо для менее обеспеченных регионов, а в отношении НДФЛ — для беднейших. Авторами установлено, что динамика нормативов отчислений (передача дополнительных процентных пунктов норматива) не оказывает значимого положительного влияния на налогооблагаемую базу.

Ключевые слова: региональные бюджеты, нормативы отчислений от налогов, налоговые стимулы, налоговая децентрализация.

JEL: C15, C23, H61, H72, H71, H77.

Введение

Рассматриваемый в настоящей статье вопрос о влиянии передачи субъектами Российской Федерации на местный уровень нормативов отчислений от налогов на рост соответствующей доходной базы является частью более общего вопроса — о влиянии на экономический рост фискальной децентрализации, то есть передачи доходов или расходных обязательств с верхних уровней власти на нижние.

В теории предполагается [Brueckner, 2005; Martinez-Vazquez, McNab, 2003; 2006], что фискальная децентрализация положительно влияет на экономический рост, поскольку в соответствии с теоремой о децентрализации Оутса [Oates, 1972] и гипотезой Тибу [Tiebout, 1956] местные власти более осведомлены о предпочтениях населения и потому способны более эффективно предоставлять общественные блага, чем центральный уровень.

Кроме того, децентрализация повышает конкуренцию местных властей за население, мотивирует их к сокращению налоговой нагрузки и оптимизации бюджетных расходов. Это также способствует экономическому росту [Brueckner, 2005]. Иными словами, положительное влияние фискальной децентрализации на экономический рост опосредуется через повышение экономической эффективности бюджетных расходов местных властей.

В то же время фискальная децентрализация может влиять на экономический рост отрицательно. Это происходит, если местные предпочтения различаются слабо или если инфраструктурные ограничения местных властей не позволяют учитывать эти предпочтения [Rodríguez-Pose, Ezcurra, 2011]. В [Göcen et al., 2017] подчеркивается, что негативное влияние децентрализации на экономический рост во многом обуславливается несовершенством информации, в результате чего не соблюдается исходная предпосылка о лучшей осведомленности территориальных властей относительно предпочтений населения. Как следствие, не достигается и ожидаемого повышения экономической эффективности.

Кроме того, фискальная децентрализация усиливает проблему мягких бюджетных ограничений, не позволяет производить в оптимальном объеме блага со значительными экстерналиями, вредит экономическому росту в случае бедных и развивающихся территорий (где не выполняются предпосылки гипотезы Тибу). Это может привести к перепроизводству общественных благ в пользу территориальных элит за счет прочих групп населения (к захвату контроля элитой), а также чрезмерной фрагментации территориального сообщества. В этом случае местные власти пытаются учитывать предпочтения множества небольших групп жи-

телей и не могут воспользоваться преимуществами эффекта масштаба при оказании общественных услуг [Amagoh, Amin, 2012].

Однако в целом предполагается, что выгоды фискальной децентрализации должны перекрывать ее издержки. В конечном счете это и должно способствовать экономическому росту. Между тем результаты эмпирических исследований противоречивы: одни исследования находили положительное влияние доходной децентрализации, например [Siliverstovs et al., 2015]; другие — отрицательное, например [Freinkman et al., 2009]; третьи значимой взаимосвязи не обнаруживали, например [Юшков, 2016]. При этом в случае доходной децентрализации практически не учитывается, что разные децентрализуемые доходные источники могут по-разному влиять на экономический рост. Лишь в некоторых работах делается различие между налоговой децентрализацией и передачей трансфертов, например в [Burret et al., 2018; Gong, Zou, 2011].

Различное влияние разных типов децентрализуемых налоговых источников в эмпирических работах не учитывается. Кроме того, в основном исследуется влияние децентрализации от Федерации к регионам, но не от регионов — к муниципалитетам. Между тем вопрос о влиянии внутрирегиональной налоговой децентрализации на региональный экономический рост является актуальным для России.

В качестве показателя экономического развития можно было бы рассматривать ВРП, но его динамика определяется довольно большим числом факторов, из которых внутрирегиональная децентрализация — потенциально далеко не самый значимый. Поэтому в качестве зависимой переменной используются именно региональные налоговые базы.

В рамках настоящего исследования рассматривается вопрос о влиянии передачи налоговых отчислений с регионального на местный уровень на объем и рост налоговой базы по четырем налогам. В их числе налог, взимаемый в связи с применением упрощенной системы налогообложения (НУСН), налог на доходы физических лиц (НДФЛ), налог на прибыль организаций (НПО) и налог на имущество организаций (НИО).

1. Гипотезы и методология исследования

Первая гипотеза о положительном влиянии децентрализации налогов на рост их базы основана на тех же предпосылках, что и теорема децентрализации: местные власти более информированы, за счет чего могут эффективнее стимулировать рост доходной базы. Вторая гипотеза состоит в том, что в бедных и богатых реги-

онах передача налоговых полномочий на местный уровень может оказывать разное влияние на соответствующую базу.

Для проверки гипотезы о положительном влиянии передачи налоговых полномочий с регионального на местный уровень на налоговую базу оцениваются регрессионные уравнения (1)–(3):

модель пула (OLS)

$$TaxBase_{it} = \beta_1 taxMun_{it} + \beta_2 GRP_{it} + \beta_3 taxMun_{it} \times GRP_{it} + X_{it}^T B_4 + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}, TaxBase_{it}, \quad (1)$$

модель межгрупповой оценки (BE)

$$\overline{TaxBase}_{it} = \beta_1 \overline{taxMun}_{it} + \beta_2 \overline{GRP}_{it} + \beta_3 \overline{taxMun}_{it} \times \overline{GRP}_{it} + \overline{X}_{it}^T B_4 + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_{it}, \overline{TaxBase}_{it}, \quad (2)$$

модель с фиксированными эффектами (FE)

$$TaxBase_{it} = \beta_1 taxMun_{it} + \beta_2 GRP_{it} + \beta_3 taxMun_{it} \times GRP_{it} + X_{it}^T B_4 + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}, TaxBase_{it}, \quad (3)$$

где $TaxBase_{it}$ — налоговая база соответствующего налога на душу населения i -го региона в год t в постоянных ценах¹ 2018 года², $taxMun_{it}$ — норматив отчислений от соответствующего налога в местные бюджеты по i -му субъекту Российской Федерации в год t ³, GRP_{it} — ВРП на душу населения i -го региона в год t в постоянных⁴ ценах⁵ 2018 года, α_i — вектор неизменных во времени характеристик i -го региона, γ_t — фиксированные эффекты времени, X — вектор контрольных переменных.

При оценке предполагается, что эффект от передачи налоговых нормативов местным властям будет разным для более и менее обеспеченных регионов. В более обеспеченных регионах (с более высоким подушевым уровнем ВРП) плательщики передаваемых налогов могут быть крупнее и в меньшей степени зависеть от действий местных властей. Кроме того, в более обеспеченных регионах муниципальные образования, как правило, обладают достаточным объемом финансовых ресурсов для исполнения своих полномочий, а при наличии дополнительной потребности могут рассчитывать на помощь со стороны региона. Напротив, муници-

¹ Постоянные цены получены путем корректировки номинальных значений на региональный ИПЦ.

² Данные по формам статистической налоговой отчетности. https://www.nalog.ru/rn77/related_activities/statistics_and_analytics/forms/.

³ Данные Федерального казначейства. <https://roskazna.gov.ru/ispolnenie-byudzhetov/konsolidirovannye-byudzhet-subektov/>.

⁴ В расчетах используются значения ВРП регионов, полученные путем последовательной корректировки номинального ВРП в базовом периоде на индекс его физического объема.

⁵ Данные Федеральной службы государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/>.

палитеты в менее обеспеченных субъектах зачастую вынуждены самостоятельно изыскивать дополнительные финансовые ресурсы. Поэтому передача дополнительных нормативов на местный уровень в более обеспеченных регионах может оказывать меньшее влияние на рост налогооблагаемой базы.

Гипотеза о положительном влиянии передачи налоговых отчислений на местный уровень подтвердится, если коэффициент $\hat{\beta}_1$ окажется положительным, а также если при некоторых уровнях подушевого ВРП будет выполняться неравенство $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \times GRP_{it} > 0$ (важное условие при $\hat{\beta}_3 < 0$).

Влияние передачи нормативов отчислений от налогов на местный уровень оценивается как уравнениями (1)–(3), так и с помощью гибридной модели (within-between estimator) (Hybrid) [Allison, 2009; Schunck, 2013].

Обычно для оценки панельных данных по выборке регионов используют модель с фиксированными эффектами. Это обусловлено тем, что регионы составляют генеральную совокупность, а не случайную выборку, а также предпосылкой о влиянии индивидуальных ненаблюдаемых неизменных во времени характеристик региона [Wooldridge, 2010]. Этот подход позволяет оценить, как изменение исследуемой переменной во времени в каждом регионе влияет на зависимую переменную, но не подходит для оценки эффекта медленно меняющихся во времени переменных. В рамках нашей задачи такой подход позволяет ответить на вопрос, как влияет на изменение налогооблагаемой базы изменение нормативов отчислений от налогов. Однако мы не получим ответа на ключевой для настоящего исследования вопрос: как влияет средний уровень передачи налоговых нормативов на налогооблагаемую базу.

Поэтому помимо модели с фиксированными эффектами используется обобщенная модель межгрупповой оценки (between estimator), которая позволяет оценить влияние среднего установленного уровня налоговых нормативов, отчисляемых в местные бюджеты, на налоговую базу. Однако такая модель при усреднении теряет достаточно много информации, не учитывая временную динамику.

По этой причине в качестве основной модели для интерпретации результатов будет применяться гибридная модель. В ней как регрессоры используются средние значения зависимых переменных, на основе которых оценивается межрегиональная разница, а также ежегодные отклонения от средних значений зависимых переменных (within-преобразованные переменные), на основе которых оценивается эффект внутрирегиональной динамики. Такая модель позволяет задействовать максимально возможную

информацию о переменных с учетом и межгрупповой, и внутригрупповой вариации.

Применив гибридную модель, мы получаем возможность отдельно оценить два эффекта: как различия в средних уровнях передачи налоговых отчислений влияют на средний размер налоговой базы (на основе межрегионального сравнения) и как передача дополнительных нормативов отчислений в регионе влияет на налоговую базу.

В модели используется слагаемое взаимодействия (interaction term) между переменными норматива отчислений от налогов и ВРП на душу населения. Поэтому для интерпретации результатов необходима оценка двух предельных эффектов — для среднего показателя переменной и для отклонения от среднего показателя переменной. По этой же причине во избежание смещения оценок в модели с фиксированными эффектами и гибридной модели производится двойное вычитание среднего (double demeaning) [Giesselmann, Schmidt-Catran, 2020].

Для учета общего уровня экономической активности, влияющего на рост налоговой базы вне зависимости от проводимой местными и региональными властями политики, используется показатель ВРП на душу населения в постоянных ценах.

Основной целью контрольных переменных, которые применяются во всех моделях, является учет характеристик регионов, оказывающих дополнительное влияние на накопление налоговой базы.

Для этих целей общими для всех налоговых доходов контрольными будут следующие переменные, прямо или косвенно отражающие различия в структуре экономики регионов⁶:

- $cityPop_{it}$ — доля городского населения в i -м регионе в год t (поскольку в городах лучше развит сектор услуг, ожидается положительное влияние этой переменной на НУСН);
- $extraction_{it}$ — доля добывающей промышленности (раздел С ОКВЭД, ОКВЭД-2) в ВРП в i -м регионе в год t ;
- $agricult_{it}$ — доля сельского хозяйства (раздел А ОКВЭД, ОКВЭД-2) в ВРП в i -м регионе в год t (учитывает географические особенности регионов, а также распространение специальных налоговых режимов в сельском хозяйстве, способных оказывать косвенный эффект на рассматриваемые налоги).

⁶ <https://rosstat.gov.ru/>.

В модели, не учитывающие фиксированные эффекты, дополнительно включаются следующие неизменные характеристики регионов⁷:

- $North_m_i$ — средний удельный вес населения, проживающего в районах с ограниченными сроками завоза продукции в i -м регионе;
- $kaukaz_i$ — дамми-переменная принадлежности i -го региона к Северо-Кавказскому федеральному округу (учитывает культурные и географические особенности регионов).

Помимо (between) в регрессии включаются фиксированные эффекты года, чтобы учесть макроэкономические события, общие для всех регионов, в том числе изменения налогового законодательства.

Регрессии строятся для четырех налогов:

- НУСН в части, где налоговой базой является доход организации (обозначение для налоговой базы — $USNtxBperCapitaPI$, обозначение для норматива отчислений — $taxUSNmun$);
- НПО (обозначение для налоговой базы — $profitTxBperCap$, обозначение для норматива отчислений — $taxProfitMun$);
- НИО (обозначение для налоговой базы — $OrgPropTxBperCapitaPI$, обозначение для норматива отчислений — $taxOrgPropMun$);
- НДФЛ (для этого налога ограничен ряд данных по налоговой базе, поэтому в качестве зависимой переменной используются показатели налоговых отчислений в консолидированный бюджет региона (обозначение для налоговых поступлений — $persIncTaxPercap$, обозначение для норматива отчислений — $taxPersIncMun$)).

По налоговой базе НДФЛ в региональном разрезе имеются данные только за период 2014–2018 годов. По этой причине вместо них используются данные о налоговых поступлениях в консолидированный бюджет субъекта, доступные за период 2011–2018 годов. Такое замещение выглядит достаточно обоснованным, поскольку налоговая ставка по этому налогу в рассматриваемый период была плоской, у регионов и органов местного самоуправления нет полномочий по предоставлению налоговых льгот или общему снижению ставки налога, а уровень собираемости НДФЛ близок к единице. Следовательно, можно ожидать высокой корреляции между объемом поступлений НДФЛ и его базой налогообложе-

⁷ <https://rosstat.gov.ru/>.

ния. Однако для проверки устойчивости полученных результатов строятся оценки и по налоговой базе НДС.

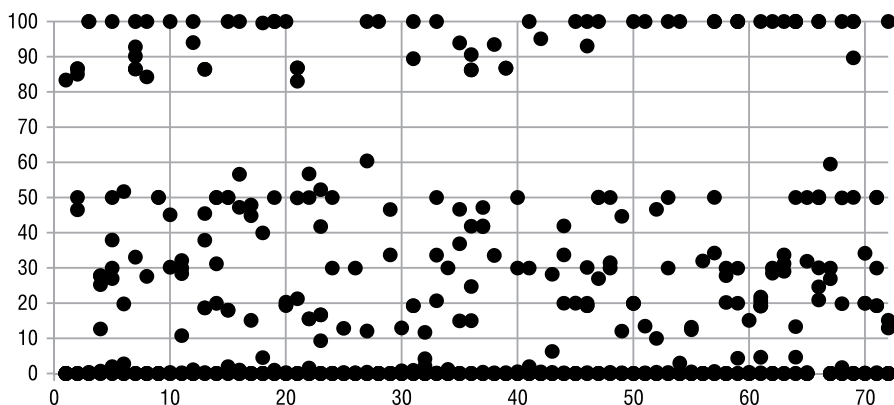
Для расчетов используются данные по 72 регионам России за период 2011–2018 годов.

Из выборки исключены следующие регионы:

- Москва, Санкт-Петербург и Севастополь (особенности организации местного самоуправления);
- Московская область (изменение границ в 2012 году);
- Тюменская область, Ямало-Ненецкий автономный округ, Ханты-Мансийский автономный округ — Югра, Архангельская область и Ненецкий автономный округ (особенности взаимоотношений автономных округов с областями, а также значительные выбросы по некоторым показателям);
- Чеченская Республика (низкая достоверность данных);
- Республика Крым (отсутствие данных до 2014 года);
- Чукотский автономный округ и Сахалинская область (большие выбросы в данных).

Рассмотрим разброс основной переменной интереса — передачи норматива налоговых отчислений на местный уровень для рассматриваемой выборки регионов за период 2011–2018 годов.

Как показано на рис. 1, значительная вариация наблюдается по НУСН: есть достаточно большие группы регионов, которые передают 100% этого налога на местный уровень, передают частично, а также не передают вовсе.



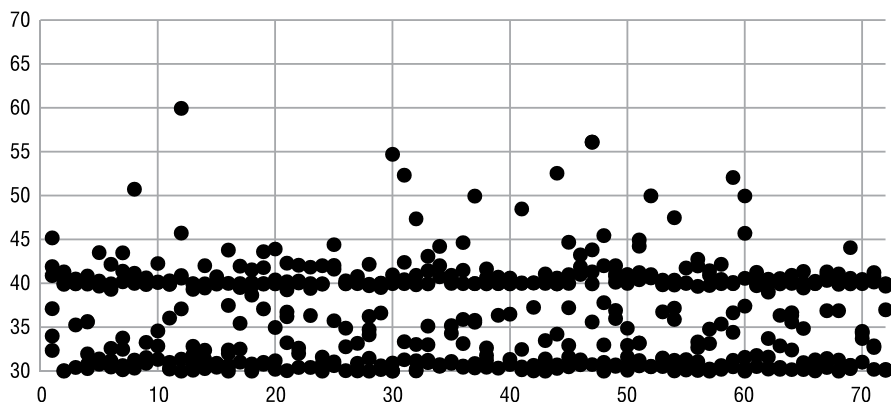
Примечания: 1. По оси абсцисс отложен номер региона при сортировке по размеру ВРП на душу населения в 2018 году. 2. Каждая точка соответствует одному году наблюдений в одном регионе.

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

Рис. 1. Средний норматив отчислений (ось ординат, %) в местные бюджеты от налога, взимаемого в связи с применением УСН в исследуемых регионах (ось абсцисс), 2011–2018 годы

Для более точной оценки разброса передачи нормативов отчислений рассмотрим показатели ее вариации по 72 регионам за период 2011–2018 годов: общая вариация составляет 31,19, межгрупповая (between) — 27,79, а внутригрупповая (within) — 14,59. Такие значения указывают на значительный разброс показателя, причем разброс между регионами превышает внутрирегиональную динамику. Иначе говоря, по этому показателю нормативы отчислений на местный уровень от налога, взимаемого в связи с применением УСН, различались между регионами больше, чем менялись внутри регионов.

По НДСФЛ установлен минимальный обязательный норматив отчислений в местные бюджеты — 30% (40% — до 2013 года включительно), поэтому многие регионы установили норматив на этом минимальном уровне (рис. 2). По этой причине оцененные в работе стимулирующие эффекты от передачи этого налога будут связаны не с фактом передачи (как для остальных налогов, где норматив может и не передаваться), а с отклонениями от минимальных нормативов, в силу чего оценки эффекта по стимулированию налоговой базы от передачи НДСФЛ окажутся заниженными. Фактический стимулирующий эффект будет выше, но он не может быть оценен в связи с низкой вариацией в данных.



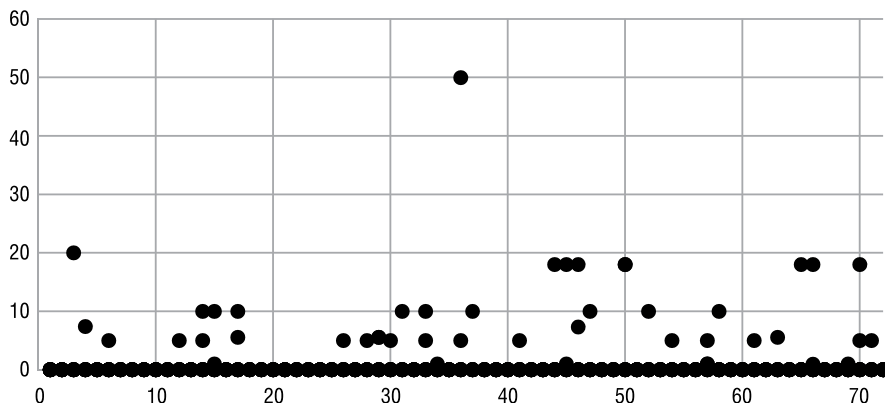
Примечания: 1. По оси абсцисс отложен номер региона по размеру ВРП на душу населения в 2018 году. 2. Каждая точка соответствует одному году наблюдений в одном регионе.

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

Рис. 2. Норматив отчислений (ось ординат, %) в местные бюджеты от НДСФЛ в исследуемых регионах (ось абсцисс), 2011–2018 годы

Показатели вариации (общая — 5,47, межгрупповая — 2,32, внутригрупповая — 4,95) небольшие. Это свидетельствует о том, что норматив передачи налоговых отчислений НДСФЛ на местный уровень относительно стабилен во времени и незначительно различается между регионами. При этом внутрирегиональная динамика превышает межрегиональные различия по этому показателю.

Как следует из рис. 3, в 2011–2018 годах НПО достаточно редко передавался на местный уровень.



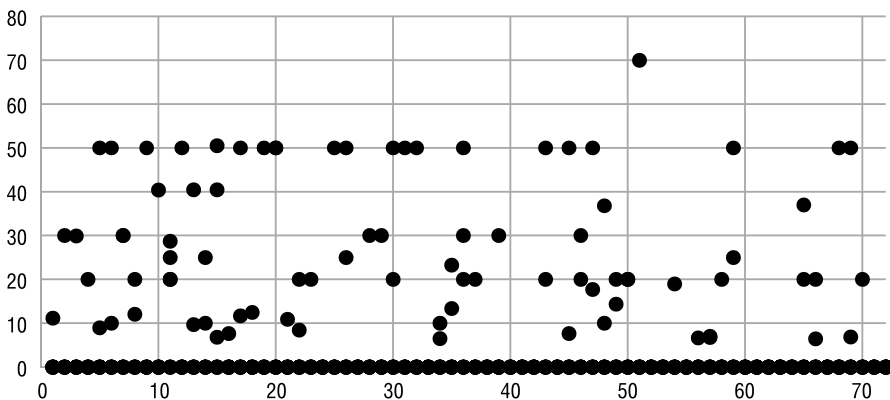
Примечания: 1. По оси абсцисс отложен номер региона по размеру ВРП на душу населения в 2018 году. 2. Каждая точка соответствует одному году наблюдений в одном регионе.

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

Рис. 3. Норматив отчислений (ось ординат, %) в местные бюджеты от НПО в исследуемых регионах (ось абсцисс), 2011–2018 годы

Вариация относительно невелика (общая — 3,41, межгрупповая — 2,68, внутригрупповая — 2,13). По этой причине, а также в силу крайне небольшого числа регионов, которые передают отчисления по НПО, расчеты могут не показать какого-либо эффекта от передачи налоговых нормативов.

По НИО (рис. 4) мы также наблюдаем редкие факты передачи налоговых отчислений на местный уровень, хотя есть регионы, передававшие на него до 50% налоговых поступлений.



Примечания: 1. По оси абсцисс отложен номер региона по размеру ВРП на душу населения в 2018 году. 2. Каждая точка соответствует одному году наблюдений в одном регионе.

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

Рис. 4. Норматив отчислений (ось ординат, %) в местные бюджеты от НИО в исследуемых регионах (ось абсцисс), 2011–2018 годы

Вариация по этому налогу несколько больше, чем по НПО (общая — 11,62, межгрупповая — 10,70, внутригрупповая — 4,66), а межрегиональные различия по нему превышают внутрирегиональные.

На основе представленных графиков разброса переменных интереса можно сделать следующие предварительные выводы:

- более достоверные результаты следует ожидать по НУСН;
- по НДФЛ фактический эффект выше, чем может быть получен нами;
- по НПО и НИО мы не рассчитываем получить достоверные результаты в связи с низким разбросом значений переменной интереса.

Кроме того, на графиках выше (где регионы упорядочены по увеличению ВРП на душу населения за 2018 год) мы не наблюдаем связи норматива передачи налоговых отчислений и ВРП. Это может свидетельствовать о примерно одинаковом поведении «бедных» и «богатых» регионов в отношении передачи налогов на местный уровень. Это также подтверждает коэффициент корреляции величины норматива и ВРП на душу населения, составляющий 0,17 для НУСН, -0,11 для НДФЛ, 0,21 для НПО и -0,26 для НИО. Таким образом, уровень социально-экономического развития региона, оцененный через подушевой ВРП, не является фактором, определяющим склонность региона к передаче указанных налогов на местный уровень.

2. Результаты

Полученные результаты показывают наличие положительного эффекта при передаче НУСН, НДФЛ и НИО, в то время как о НПО такого сказать нельзя.

Из результатов оценки по НУСН видно, что передача более высокого норматива отчислений приводит к более высокому уровню налогооблагаемой базы. Об этом говорят положительные коэффициенты при переменных $taxUSNmun$, $taxUSNmun_m$. Однако с ростом обеспеченности региона этот эффект снижается, о чем свидетельствуют отрицательные коэффициенты при переменной произведения налогового норматива и ВРП на душу населения (табл. 1).

Для более корректной оценки результатов необходимо рассчитать предельные эффекты от переменной норматива отчислений от налога на местный уровень ($taxUSNmun$). Основной моделью для интерпретации результатов выбрана гибридная модель (стол-

Т а б л и ц а 1

**Результаты оценки влияния передачи нормативов отчислений от НУСН
на налогооблагаемую базу на душу населения в постоянных ценах**

Зависимая переменная	(1)	(2)	(3)	(4)
Налоговая база НУСН на человека в постоянных ценах — <i>USNtxBperCapitaPI</i>	OLS	BE	FE	Hybrid
<i>taxUSNmun</i>	0,0833** (0,0329)			
<i>GRPperCapPI</i>	0,0328** (0,0159)			
<i>taxUSNmun</i> × × <i>GRPperCapPI</i>	−0,0002*** (0,0001)			
<i>taxUSNmun_m</i>		0,1055 (0,0683)		0,1110** (0,0439)
<i>GRPperCapPI_m</i>		0,0339*** (0,0117)		0,0312* (0,0167)
<i>taxUSNmun_m</i> × <i>GRPperCapPI_m</i>		−0,0002* (0,0001)		−0,0002*** (0,0001)
<i>taxUSNmun_w</i>			−0,0201** (0,0082)	−0,0207** (0,0082)
<i>GRPperCapPI_w</i>			0,0140 (0,0130)	0,0145 (0,0130)
<i>taxUSNmun_w</i> × × <i>GRPperCapPI_w</i>			−0,0004* (0,0002)	−0,0004* (0,0002)
<i>cityPop</i>	0,3240** (0,1527)			
<i>Extraction</i>	−0,3388*** (0,1275)			
<i>Agricult</i>	−0,0949 (0,1488)			
<i>cityPop_m</i>		0,3244*** (0,1183)		0,3720** (0,1653)
<i>cityPop_w</i>			−0,1815 (0,2254)	−0,1748 (0,2257)
<i>extraction_m</i>		−0,3522*** (0,1262)		−0,3228** (0,1484)
<i>extraction_w</i>			−0,1611** (0,0801)	−0,1664** (0,0801)
<i>agricult_m</i>		−0,1185 (0,2187)		0,0159 (0,1932)
<i>agricult_w</i>			0,0466 (0,1034)	0,0321 (0,1053)
<i>North_m</i>	155,8919*** (19,2927)	154,1292*** (17,1245)		169,9169*** (18,8228)
<i>Kaukaz</i>	−10,2288 (9,1896)	−11,0169 (10,8750)		−14,2089* (8,2597)
<i>Constant</i>	−6,1199 (8,7504)	−4,0878 (8,4362)	38,7968** (15,0631)	−10,4783 (9,3942)
Фиксированные эффекты года	да	нет	да	да
Число наблюдений	576	576	576	576
R-squared	0,6530	0,6622	0,5985	
Число регионов		72	72	72

Примечания: 1. В скобках приведены стандартные ошибки — робастные для модели (2), кластеризованные по регионам для моделей (1), (3), (4). 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$. 3. *_m* используется для средних значений переменных, *_w* — для отклонений от средних значений переменных.

бец 4), поэтому рассмотрим предельные эффекты для этой модели. Для этого разделим предельные эффекты от увеличения нормативов внутри региона (эффект от динамики изменения налоговых нормативов по годам, который оценивается на основе коэффициентов для переменной *taxUSNm_{un}_w*) и эффекты от средних налоговых нормативов, различающихся между регионами (оценивается на основе коэффициентов для переменной *taxUSNm_{un}_m*). Предельные эффекты для этих переменных на разных уровнях показателя *GRPperCapPI_w* и показателя *GRPperCapPI_m* представлены в табл. 2 (уровни основаны на разбросе показателей в выборке).

Т а б л и ц а 2

Средние предельные эффекты передачи нормативов при различных уровнях ВРП на душу населения на базу НУСН по результатам оценки с использованием гибридной модели

Межрегиональные различия		Внутрирегиональная динамика	
уровень ВРП на душу населения в постоянных ценах (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_m</i>	предельный эффект от среднего норматива отчислений в местные бюджеты (ед.) <i>taxUSNm_{un}_m</i>	отклонение ВРП на душу населения в постоянных ценах от среднего (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_w</i>	предельный эффект от дополнительной единицы норматива отчислений в местные бюджеты (ед.) <i>taxUSNm_{un}_w</i>
110	0,0854** (0,0403)	-150	0,0401 (0,0294)
180	0,0691* (0,0388)	-120	0,0280 (0,0231)
250	0,0528 (0,0381)	-90	0,0158 (0,0170)
320	0,0365 (0,0381)	-60	0,0036 (0,0114)
390	0,0202 (0,0388)	-30	-0,0085 (0,0075)
460	0,0040 (0,0402)	0	-0,0207** (0,0082)
530	-0,0123 (0,0423)	30	-0,0328** (0,0128)
600	-0,0286 (0,0449)	60	-0,0450** (0,0186)
670	-0,0449 (0,0480)	90	-0,0572** (0,0248)
740	-0,0612 (0,0515)	120	-0,0693** (0,0311)
810	-0,0775 (0,0553)	150	-0,0815** (0,0375)
880	-0,0937 (0,0593)		
950	-0,1100* (0,0635)		
1020	-0,1263* (0,0679)		

Примечания: 1. В скобках приведены кластеризованные по регионам стандартные ошибки. 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$.

Результаты расчетов показывают, что в регионах со средним уровнем ВРП на душу населения 180 тыс. руб. на человека и ниже (в ценах 2018 года) наличие более высокого среднего норматива отчислений при прочих равных условиях приводит к более высокому уровню налогооблагаемой базы по НУСН. При этом в случае превышения ВРП на душу населения среднего уровня в регионе за период 2011–2018 годов увеличение норматива отчислений приводит к падению налогооблагаемой базы. Однако положительный эффект от установления более высокого среднего норматива отчислений сильнее (больше по абсолютной величине), чем отрицательный эффект от увеличения норматива отчислений на дополнительную единицу. Таким образом, можно сказать, что в менее обеспеченных регионах установление более высокого уровня нормативов отчислений от НУСН на местный уровень приведет к росту налогооблагаемой базы. Такой эффект будет выражен сильнее в условиях сокращения ВРП на душу населения.

Для обеспеченных регионов с подушевым ВРП больше 950 тыс. руб. мы наблюдаем отрицательный эффект влияния передачи налоговых поступлений на налогооблагаемую базу.

Анализ контрольных переменных показывает, что на налоговую базу по НУСН оказывает воздействие структура экономики: отрицательное влияние в некоторых регрессиях оказывает доля добывающей промышленности в регионе, а также принадлежность к СКФО. Отличаются также северные регионы: в этих регионах более высокий уровень базы НУСН связан с более высоким уровнем цен относительно среднероссийских.

В части НУСН, где в качестве налоговой базы используется разница между доходами и расходами, не удастся получить каких-либо достоверных результатов, за исключением слабого (на уровне значимости 10%) положительного влияния роста нормативов отчислений от этого компонента налога на рост соответствующей доходной базы. Возможно, это связано с более сложной структурой налоговой базы этой части НУСН, в частности с тем, что здесь присутствуют влияющие на расходы налогоплательщиков факторы, которые не удастся идентифицировать и, соответственно, исключить их влияние.

Обобщая результаты рассмотренных моделей, мы можем сделать следующие выводы. Более высокий средний уровень передачи нормативов налоговых отчислений по НУСН (в части, где в качестве налоговой базы используются доходы) положительно влияет на его налоговую базу в регионах с низким уровнем ВРП. Передача дополнительных налоговых нормативов в регионе может не привести к росту налогооблагаемой базы (по крайней мере в краткосрочном периоде), а для обеспеченных растущих регио-

нов (с уровнем ВРП выше среднего и положительными темпами его роста за 2011–2018 годы) может привести к падению налогооблагаемой базы, то есть к снижению эффекта от более высокого среднего уровня передачи налоговых нормативов.

Результаты расчетов для НДФЛ показывают, что передача нормативов налоговых отчислений на местный уровень также положительно влияет на рост поступлений по данному налогу, но это влияние уменьшается с ростом ВРП в регионе (табл. 3).

Анализ предельных эффектов, рассчитанных для гибридной модели, показывает, что в среднем более высокий норматив отчислений от НДФЛ приводит к более высоким налоговым поступлениям. Полученный вывод чувствителен и к уровню бюджетной обеспеченности регионов. Он справедлив для субъектов с уровнем ВРП на душу населения менее 110 тыс. руб. в постоянных ценах 2018 года (табл. 4). При ВРП на душу населения выше 250 тыс. руб. увеличение среднего норматива передачи налоговых отчислений на местный уровень, напротив, приводит к снижению поступлений НДФЛ.

Дополнительная передача норматива отчислений от НДФЛ в том же регионе не оказывает стимулирующего эффекта. Как показано выше, полученные результаты оценивают эффект от введения дополнительных к минимально установленным нормативам, так как в выборке нет данных по регионам, где бы налоговые поступления не передавались на местный уровень вообще. Поэтому полученный результат дает заниженную оценку эффекта. Иначе говоря, на самом деле имеет место положительное воздействие от передачи НДФЛ.

Анализ влияния контрольных переменных, отвечающих за типологизацию регионов по структуре экономики, показывает следующее. Для НДФЛ значимым является географическое расположение: для северных регионов поступления НДФЛ выше, что согласуется со спецификой заработной платы в таких субъектах. Положительное влияние оказывает и уровень урбанизации региона.

Таким образом, из-за минимального норматива отчислений от НДФЛ его прирост не изменяет стимулов местных властей и не приводит к росту налоговых доходов в консолидированный бюджет субъекта. Тем не менее для регионов с экстремально низким уровнем ВРП на душу населения высокий норматив отчислений от НДФЛ на местный уровень приводит к более высоким поступлениям в бюджет этого налога. У обеспеченных регионов эта связь отрицательная.

Для оценки устойчивости полученных результатов и сопоставимости с другими налогами мы изучили влияние передачи нормативов на налогооблагаемую базу НДФЛ на данных 2014–2018 годов. По-

Т а б л и ц а 3

**Результаты оценки влияния нормативов отчислений от НДФЛ в местные бюджеты
на налоговые поступления в консолидированный региональный бюджет
на душу населения в постоянных ценах**

Зависимая переменная	(1)	(2)	(3)	(4)
Налоговые поступления по НДФЛ на человека в постоянных ценах — <i>persIncTaxPerCap</i>	OLS	BE	FE	Hybrid
<i>taxPersIncMun</i>	0,0312 (0,1241)			
<i>GRPperCapPI</i>	-0,0006* (0,0003)			
<i>taxPersIncMun</i> × × <i>GRPperCapPI</i>	0,0501*** (0,0122)			
<i>taxPersIncMun_m</i>		0,6113* (0,3324)		0,5402*** (0,1627)
<i>GRPperCapPI_m</i>		0,1366*** (0,0335)		0,1291*** (0,0205)
<i>taxPersIncMun_m</i> × × <i>GRPperCapPI_m</i>		-0,0030*** (0,0009)		-0,0027*** (0,0005)
<i>taxPersIncMun_w</i>			-0,0206 (0,0292)	-0,0220 (0,0294)
<i>GRPperCapPI_w</i>			0,0293*** (0,0070)	0,0295*** (0,0071)
<i>taxPersIncMun_w</i> × × <i>GRPperCapPI_w</i>			-0,0017 (0,0011)	-0,0015 (0,0011)
<i>cityPop</i>	0,2667*** (0,0654)			
<i>Extraction</i>	-0,1289*** (0,0356)			
<i>Agricult</i>	0,1313 (0,1058)			
<i>cityPop_m</i>		0,2187*** (0,0511)		0,2518*** (0,0633)
<i>cityPop_w</i>			0,0010 (0,0559)	-0,0050 (0,0579)
<i>extraction_m</i>		-0,1303** (0,0502)		-0,1354*** (0,0371)
<i>extraction_w</i>			-0,0516 (0,0377)	-0,0513 (0,0378)
<i>agricult_m</i>		0,1039 (0,0887)		0,1439 (0,1244)
<i>agricult_w</i>			0,0425 (0,0545)	0,0401 (0,0546)
<i>North_m</i>	22,8542*** (3,4842)	21,7541*** (2,5616)		24,4784*** (3,1567)
<i>Kaukaz</i>	-0,0378 (1,2170)	-0,5330 (1,6179)		-0,7677 (1,1125)
<i>Constant</i>	-12,5594 (8,4882)	-31,6350** (12,2819)	17,5994*** (3,6193)	-32,4391*** (9,5282)
Фиксированные эффекты года	да	нет	да	да
Число наблюдений	576	576	576	576
R-squared	0,8870	0,9108	0,5187	
Число регионов		72	72	72

Примечания: 1. В скобках приведены стандартные ошибки — робастные для модели (2), кластеризованные по регионам для моделей (1), (3), (4). 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Т а б л и ц а 4

**Средние предельные эффекты передачи налоговых нормативов
при различных уровнях ВРП на душу населения на налоговые отчисления от НДФЛ
по результатам оценки гибридной модели**

Межрегиональные различия		Внутрирегиональная динамика	
уровень среднего ВРП на душу населения в постоянных ценах (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_m</i>	предельный эффект от среднего норматива отчислений в местные бюджеты (ед.) <i>taxPersIncMun_m</i>	отклонение ВРП на душу населения в постоянных ценах от среднего (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_w</i>	предельный эффект от дополнительной единицы норматива отчислений в местные бюджеты (ед.) <i>taxPersIncMun_w</i>
110	0,2454** (0,1157)	-150	0,2072 (0,1532)
180	0,0578 (0,0908)	-120	0,1614 (0,1209)
250	-0,1298* (0,0747)	-90	0,1155 (0,0890)
320	-0,3174*** (0,0733)	-60	0,0697 (0,0584)
390	-0,5050*** (0,0874)	-30	0,0238 (0,0324)
460	-0,6926*** (0,1113)	0	-0,0220 (0,0294)
530	-0,8801*** (0,1400)	30	-0,0679 (0,0533)
600	-1,0677*** (0,1711)	60	-0,1137 (0,0836)
670	-1,2553*** (0,2035)	90	-0,1595 (0,1153)
740	-1,4429*** (0,2367)	120	-0,2054 (0,1475)
810	-1,6305*** (0,2704)	150	-0,2512 (0,1800)
880	-1,8181*** (0,3044)		
950	-2,0057*** (0,3386)		
1020	-2,1933*** (0,3731)		

Примечания: 1. В скобках приведены кластеризованные по регионам стандартные ошибки. 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

лученные результаты полностью подтверждают приведенные ранее. Однако положительное влияние для низкодходных регионов имеет только 10-процентный уровень значимости при оценке предельных эффектов (это может быть обусловлено снижением числа наблюдений, а также удалением из выборки наблюдений с минимальным уровнем передачи НДФЛ в 40% до 2013 года включительно).

Как указывалось, в последние годы НПО редко передавался на местный уровень, поэтому результаты в его отношении сложно считать достоверными. Тем не менее, как следует из табл. 5, имеет

Т а б л и ц а 5

**Результаты оценки влияния нормативов отчислений от НПО в местные бюджеты
на налоговую базу на душу населения в постоянных ценах**

Зависимая переменная	(1)	(2)	(3)	(4)
Налоговая база по НПО на человека в постоянных ценах — <i>profitTxVperCap</i>	OLS	BE	FE	Hybrid
<i>taxProfitMun</i>	–3,4480** (1,6929)			
<i>taxProfitMun</i> × × <i>GRPperCapPI</i>	0,0041** (0,0020)			
<i>GRPperCapPI</i>	0,2463*** (0,0465)			
<i>taxProfitMun_m</i>		–16,9488*** (5,3557)		–5,9602*** (1,3844)
<i>GRPperCapPI_m</i>		0,2516*** (0,0291)		0,2459*** (0,0486)
<i>taxProfitMun_m</i> × × <i>GRPperCapPI_m</i>		0,0258*** (0,0082)		0,0083*** (0,0015)
<i>taxProfitMun_w</i>			–0,3797 (0,7924)	–0,3918 (0,7247)
<i>GRPperCapPI_w</i>			0,2468** (0,1110)	0,2513** (0,0990)
<i>taxProfitMun_w</i> × × <i>GRPperCapPI_w</i>			–0,0001 (0,0049)	–0,0003 (0,0045)
<i>cityPop</i>	–0,3988 (0,4380)			
<i>Extraction</i>	–0,4131 (0,4463)			
<i>Agricult</i>	–0,4949 (0,5524)			
<i>cityPop_m</i>		–0,7182** (0,3304)		–0,6445 (0,4394)
<i>cityPop_w</i>			–0,4561 (1,2588)	–1,0005 (1,5106)
<i>extraction_m</i>		–0,5472 (0,3492)		–0,5369 (0,4789)
<i>extraction_w</i>			1,0920 (0,8822)	0,8237 (0,9718)
<i>agricult_m</i>		–0,6219 (0,6047)		–0,4498 (0,7557)
<i>agricult_w</i>			–1,8515*** (0,6334)	–1,6535*** (0,6400)
<i>North_m</i>	–38,3922 (28,8286)	–66,1869*** (22,2069)		–69,4191*** (21,9915)
<i>Kaukaz</i>	4,3698 (6,3674)	–2,6772 (11,0939)		–4,3760 (6,4286)
<i>Constant</i>	–1,9266 (29,6465)	10,4630 (24,9171)	95,7898 (87,5667)	17,6079 (33,6419)
Фиксированные эффекты года	да	нет	да	да
Число наблюдений	576	576	576	576
R-squared	0,5512	0,7712	0,1199	
Число регионов		72	72	72

Примечания: 1. В скобках приведены стандартные ошибки — робастные для модели (2), кластеризованные по регионам для моделей (1), (3), (4). 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

место отрицательное влияние среднего налогового норматива на уровень налоговой базы, но коэффициент уменьшается по абсолютному значению вместе с ростом ВРП.

Анализ предельных эффектов показывает общее отрицательное влияние среднего норматива отчислений от НПО в местные бюджеты на его налоговую базу. При этом для регионов с уровнем ВРП на душу населения менее 460 тыс. руб. (в ценах 2018 года) такое влияние отрицательное, для регионов с уровнем более 950 тыс. руб. — положительное. Внутрирегиональная динамика передачи нормативов не оказывает влияния на налоговую базу (табл. 6).

В отношении НПО в некоторых регрессиях можно отметить отрицательное влияние принадлежности к северным регионам, а также доли сельского хозяйства, что связано с особенностями налогообложения компаний этого сектора экономики.

Таким образом, по НПО расчеты показывают отрицательную связь между передачей налоговых нормативов на местный уровень для регионов с низким уровнем ВРП на душу населения и положительную — для регионов с высоким. Возможно, это связано с тем, что у региональных властей больше инструментов влияния на налогооблагаемую базу НПО, чем у местных, поэтому передача налоговых нормативов и стимулов на местный уровень не оказывает положительного влияния. Тем не менее, как отмечалось выше, при наличии небольшого числа регионов, передающих этот налог на местный уровень, мы не можем говорить о высокой достоверности приведенных выводов.

В отношении НИО также присутствует проблема, связанная с малым количеством регионов, передающих этот налог на местный уровень. При расчетах по НИО в регрессию добавляется дополнительная переменная — налоговые льготы в расчете на душу населения в постоянных ценах (*OrgPropRelPerCapPI*), поскольку их предоставление является активно используемым инструментом региональной политики по стимулированию экономики. Пропуск этой переменной может привести к смещенным оценкам.

Результаты оценки показывают, что в среднем по выборке в регионах, передающих налоговые отчисления на местный уровень, выше налогооблагаемая база, о чем говорит значимость коэффициентов при средних переменных в гибридной модели. Однако передача на местный уровень дополнительных налоговых отчислений в регионе не оказывает влияния на рост налогооблагаемой базы, о чем свидетельствуют незначимые коэффициенты при переменных внутрирегиональной вариации в гибридной модели и в модели с фиксированными эффектами (табл. 7).

Поскольку влияние переменной интереса меняется при разных уровнях ВРП (о чем говорит значимость коэффициента при

Т а б л и ц а 6

**Средние предельные эффекты передачи налоговых нормативов
при различных уровнях ВРП на душу населения на налоговую базу по НПО
по результатам оценки гибридной модели**

Межрегиональные различия		Внутрирегиональная динамика	
уровень среднего ВРП на душу населения в постоянных ценах (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_m</i>	предельный эффект от среднего норматива отчислений в местные бюджеты (%) <i>taxProfitMun_m</i>	отклонение ВРП на душу населения в постоянных ценах от среднего (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_w</i>	предельный эффект от дополнительной единицы норматива отчислений в местные бюджеты (%) <i>taxProfitMun_w</i>
110	-5,0453*** (1,2710)	-150	-0,3499 (0,7253)
180	-4,4630*** (1,2056)	-120	-0,3583 (0,6726)
250	-3,8808*** (1,1465)	-90	-0,3667 (0,6446)
320	-3,2985*** (1,0948)	-60	-0,3751 (0,6445)
390	-2,7163*** (1,0515)	-30	-0,3835 (0,6723)
460	-2,1341** (1,0177)	0	-0,3918 (0,7247)
530	-1,5518 (0,9945)	30	-0,4002 (0,7970)
600	-0,9696 (0,9825)	60	-0,4086 (0,8842)
670	-0,3873 (0,9821)	90	-0,4170 (0,9825)
740	0,1949 (0,9934)	120	-0,4254 (1,0887)
810	0,7772 (1,0160)	150	-0,4338 (1,2009)
880	1,3594 (1,0491)		
950	1,9416* (1,0919)		
1020	2,5239** (1,1431)		

Примечания: 1. В скобках приведены кластеризованные по регионам стандартные ошибки. 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

производении), необходимо оценить предельные эффекты. Такая оценка показывает, что для регионов, где ВРП на душу населения ниже 180 тыс. руб. (в постоянных ценах 2018 года), в среднем передача налогового норматива отчислений положительно связана с налоговой базой по НИО, а для регионов с подушевым ВРП выше 320 тыс. руб. — отрицательно (табл. 8). Передача дополнительных налоговых отчислений в регионе не влияет на налогооблагаемую базу.

Т а б л и ц а 7

**Результаты оценки влияния нормативов отчислений от НИО в местные бюджеты на
налоговую базу на душу населения в постоянных ценах**

Зависимая переменная	(1)	(2)	(3)	(4)
Налоговая база по НИО на человека в постоянных ценах — <i>OrgPropTxBperCapitaPI</i>	OLS	BE	FE	Hybrid
<i>taxOrgPropMun</i>	1,9519** (0,9776)			
<i>taxOrgPropMun</i> × × <i>GRPperCapPI</i>	-0,0090*** (0,0029)			
<i>GRPperCapPI</i>	0,9133*** (0,2250)			
<i>taxOrgPropMun_m</i>		6,9407** (2,9510)		6,6569** (2,7417)
<i>GRPperCapPI_m</i>		0,6376*** (0,1461)		0,6279*** (0,2430)
<i>taxOrgPropMun_m</i> × × <i>GRPperCapPI_m</i>		-0,0306** (0,0119)		-0,0272** (0,0106)
<i>taxOrgPropMun_w</i>			-0,2062 (0,6415)	-0,2669 (0,6578)
<i>GRPperCapPI_w</i>			-0,1865 (0,5862)	-0,1666 (0,5872)
<i>taxOrgPropMun_w</i> × × <i>GRPperCapPI_w</i>			-0,0230 (0,0320)	-0,0213 (0,0322)
<i>OrgPropRelPerCapPI</i>	-5,4113 (9,5053)			
<i>cityPop</i>	-2,7914** (1,0905)			
<i>Extraction</i>	-1,4210 (1,5606)			
<i>Agricult</i>	-5,6386*** (1,4953)			
<i>OrgPropRelPerCapPI_w</i>			-42,7141*** (6,1074)	-42,7483*** (6,1721)
<i>OrgPropRelPerCapPI_m</i>		44,5650*** (12,0592)		48,9963*** (13,8562)
<i>cityPop_m</i>		-2,0609 (1,3753)		-1,9735* (1,1413)
<i>cityPop_w</i>			-0,6464 (2,1116)	-0,4547 (2,0254)
<i>extraction_m</i>		-0,9299 (1,4669)		-1,3688 (1,6132)
<i>extraction_w</i>			7,4641*** (2,5078)	7,1747*** (2,4221)
<i>agricult_m</i>		-4,9367** (2,4332)		-5,0247*** (1,7861)
<i>agricult_w</i>			2,5792 (2,0112)	2,3303 (1,9312)
<i>North_m</i>	-79,9010 (86,9377)	-26,9705 (81,7164)		-2,8712 (84,7062)
<i>Kaukaz</i>	-32,6251 (25,2883)	-28,9961 (44,2611)		-17,2553 (25,7498)
<i>Constant</i>	140,6068** (70,3062)	130,4930 (102,7056)	275,4948** (132,5515)	95,9938 (96,8102)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 7

Зависимая переменная	(1)	(2)	(3)	(4)
Налоговая база по НИО на человека в постоянных ценах — <i>OrgPropTxBperCapitaPI</i>	OLS	BE	FE	Hybrid
Фиксированные эффекты года	да	нет	да	да
Число наблюдений	576	576	576	576
R-squared	0,6306	0,7687	0,6763	
Число регионов		72	72	72

Примечания: 1. В скобках приведены стандартные ошибки — робастные для модели (2), кластеризованные по регионам для моделей (1), (3), (4). 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Т а б л и ц а 8

Средние предельные эффекты передачи налоговых нормативов
при различных уровнях ВРП на душу населения на налоговую базу по НИО
по результатам оценки гибридной модели

Межрегиональные различия		Внутрирегиональная динамика	
уровень среднего ВРП на душу населения в постоянных ценах (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_m</i>	предельный эффект от среднего норматива отчислений в местные бюджеты (%) <i>taxOrgPropMun_m</i>	отклонение ВРП на душу населения в постоянных ценах от среднего (тыс. руб.) <i>GRPperCapPI_w</i>	предельный эффект от дополнительной единицы норматива отчислений в местные бюджеты (%) <i>taxOrgPropMun_w</i>
110	3,6639** (1,6527)	–150	2,9223 (4,5904)
180	1,7592* (1,0469)	–120	2,2845 (3,6353)
250	–0,1455 (0,7466)	–90	1,6466 (2,6876)
320	–2,0501* (1,0561)	–60	1,0088 (1,7594)
390	–3,9548** (1,6643)	–30	0,3709 (0,9121)
460	–5,8595** (2,3497)	0	–0,2669 (0,6578)
530	–7,7641** (3,0609)	30	–0,9047 (1,3776)
600	–9,6688** (3,7834)	60	–1,5426 (2,2863)
670	–11,5735** (4,5117)	90	–2,1804 (3,2281)
740	–13,4781** (5,2434)	120	–2,8182 (4,1808)
810	–15,3828** (5,9773)	150	–3,4561 (5,1382)
880	–17,2875** (6,7126)		
950	–19,1921*** (7,4490)		
1020	–21,0968*** (8,1861)		

Примечания: 1. В скобках приведены кластеризованные по регионам стандартные ошибки. 2. Уровни значимости коэффициентов: * — $p < 0,1$, ** — $p < 0,05$, *** — $p < 0,01$.

Контрольные переменные показывают, что на базу НИО влияют различия в структуре экономики: регионы с большей долей сельского хозяйства в ВРП имеют меньшую налогооблагаемую базу. Налоговые льготы также оказывают влияние на налогооблагаемую базу. По другим контрольным переменным для этого налога нет устойчивых результатов.

По НИО мы получили, что в среднем более высокий уровень нормативов может стимулировать рост налогооблагаемой базы, но только в менее обеспеченных регионах. Однако для уточнения результата необходимы дополнительные исследования с более длинным рядом данных, так как мы наблюдаем мало фактов передачи соответствующих налоговых нормативов.

Для оценки устойчивости полученных результатов дополнительно к моделям (1)–(3) были построены аналогичные модели, в которых вместо номинальных значений зависимой переменной и ВРП на душу населения были использованы логарифмы соответствующих значений. Оценка в логарифмах позволяет сгладить исследуемый ряд и снизить роль выбросов. Не приводя подробных таблиц, констатируем, что в отношении НУСН, НДФЛ и НПО, за исключением уровня значимости соответствующих коэффициентов (в среднем он был несколько ниже, чем в моделях с номинальными значениями указанных переменных), полученные результаты совпадают с описанными выше.

Заключение

С теоретической точки зрения передача нормативов отчислений от налогов в местные бюджеты как инструмент налоговой децентрализации должна оказывать положительное влияние на экономическое развитие муниципальных образований. В российских условиях можно ожидать, что местные власти в большей степени способны влиять на доходную базу по налогам на совокупный доход (в части налога, взимаемого с налогоплательщиков, выбравших в качестве объекта налогообложения доходы), в несколько меньшей степени — на базу НДФЛ и НИО и в еще меньшей — на базу НПО.

Результаты проведенных эконометрических оценок частично подтвердили эти предположения. Так, оправдалась гипотеза о положительном влиянии нормативов отчислений от НУСН (в части в части поступлений от налогоплательщиков, выбравших в качестве объекта налогообложения доходы), НДФЛ и НИО, но только для отдельных групп регионов. В частности, в отношении НУСН и НИО это оказалось справедливо для менее обеспеченных регионов, а в отношении НДФЛ — для беднейших. По НПО получены

противоположные результаты: передача налогового норматива в среднем за исследуемый период оказала положительное влияние на налоговую базу только в наиболее обеспеченных регионах. Однако следует иметь в виду, что в отношении НПО и НИО результаты оценки могут быть недостоверными в связи с небольшим числом регионов, передававших эти налоги на местный уровень.

При этом передача дополнительных нормативов отчислений не оказывает значимого положительного влияния или оказывает отрицательное влияние на рост налоговой базы. Возможным объяснением полученного результата является то, что одним из условий наличия сильного стимула для местных властей развивать соответствующую доходную базу, помимо передачи большого норматива отчислений от налога, является их стабильность, однако частое изменение нормативов таких стимулов не создает. Кроме того, немалую роль в формировании стимулов играет и система фискального выравнивания, которая в большей или меньшей степени может нивелировать преимущества, получаемые муниципальными образованиями от роста доходной базы.

Литература

1. Юшков А. Бюджетная децентрализация и региональный экономический рост: теория, эмпирика, российский опыт // Вопросы экономики. 2016. № 2. С. 94–110.
2. Allison P. D. Fixed Effects Regression Models. Thousand Oaks, CA: Sage, 2009.
3. Amagoh F., Amin A. A. An Examination of the Impacts of Fiscal Decentralization on Economic Growth // International Journal of Business Administration. 2012. Vol. 3. No 6. P. 72–81.
4. Brueckner J. Fiscal Federalism and Economic Growth. CESifo Working Paper Series. No 1601. 2005.
5. Burret H. T., Feld L., Schaltegger C. Fiscal Federalism and Economic Performance — New Evidence from Switzerland. CESifo Working Paper Series. No 7250. 2018.
6. Freinkman L., Kholodilin K., Thiessen U. Incentive Effects of Fiscal Equalization: Has Russian Style Improved? DIW Berlin Discussion Papers. No 912. 2009.
7. Giesselmann M., Schmidt-Catran A. W. Interactions in Fixed Effects Regression Models // Sociological Methods & Research. 2020. P. 1–28.
8. Göcen S., Bayhanay A., Göktaş N. Fiscal Decentralization and Economic Growth: Theory and Application. University Library of Munich. MPRA Paper. No 84523. 2017.
9. Gong L., Zou H.-F. Public Expenditures, Taxes, Federal Transfers, and Endogenous Growth // Journal of Public Economic Theory. 2011. Vol. 13. No 6. P. 973–991.
10. Martinez-Vazquez J., McNab R. Fiscal Decentralization and Economic Growth // World Development. 2003. Vol. 31. No 9. P. 1597–1616.
11. Martinez-Vazquez J., McNab R. Fiscal Decentralization, Macrostability, and Growth // Hacienda Pública Española / Review of Public Economics. 2006. Vol. 179. No 4. P. 25–49.
12. Oates W. Fiscal Federalism. New York, NY: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
13. Rodríguez-Pose A., Ezcurra R. Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth? Evidence from the OECD Countries // Journal of Economic Geography. 2011. Vol. 11. No 4. P. 619–643.
14. Schunck R. Within and Between Estimates in Random-Effects Models: Advantages and Drawbacks of Correlated Random Effects and Hybrid Models // The Stata Journal. 2013. Vol. 13. No 1. P. 65–76.

15. *Silverstovs B., Thiessen U., Elliott C.* Incentive Effects of Fiscal Federalism: Evidence for France // *Cogent Economics & Finance*. 2015. Vol. 3. No 1.
16. *Tiebout Ch.* A Pure Theory of Local Expenditures // *Journal of Political Economy*. 1956. Vol. 64. No 5. P. 416–424.
17. *Wooldridge J. M.* *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2010.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 2, pp. 8-33

Aleksandr N. DERYUGIN. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation); Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation (3–2, Nastas'inskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation).
E-mail: anderyugin@mail.ru

Irina N. FILIPPOVA. Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetnyy per., Moscow, 125009, Russian Federation); Lomonosov Moscow State University (1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119234, Russian Federation).
E-mail: filippova@365.iep.ru

Igor Yu. ARLASHKIN. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation); Financial Research Institute of the Ministry of Finance of the Russian Federation (3–2, Nastas'inskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation).
E-mail: igor-arlashkin@mail.ru

Impact of Intraregional Tax Decentralization on a Region's Tax Base

Abstract

The article examines the impact of intraregional tax decentralization in Russia on the growth of the tax bases in regard to simplified taxation system, personal income tax, corporate property tax and corporate income tax. The main hypothesis is that tax decentralization to local budgets has a positive effect on the growth of the revenue base of the corresponding tax, and the more local authorities can influence taxpayers, the stronger this effect. The paper also tests the hypothesis that tax decentralization to the local level can have different effects in poor versus rich regions. Hypotheses are tested using the pooled panel data model, the between-estimator model, the fixed effects model (or the within-estimator model), and the hybrid model. Marginal effects are estimated in order to take into account the level of regional wealth. Based on the results of the calculations, it is concluded that there is a positive effect from decentralizing the simplified taxation system, personal income tax, corporate income tax and corporate property tax, but only in certain groups of regions. In particular, with respect to simplified taxation system and corporate property tax, this turned out to be true for the less well-off regions, and with respect to personal income tax—for the poorest. At the same time, the dynamics of decentralization rates

(decentralization of additional percentage points of the rate) do not have a significant positive effect on the tax base. The article was written on the basis of the RANEPa state assignment research program.

Keywords: regional budgets, tax decentralization rates, tax stimuli, panel regression.

JEL: C15, C23, H61, H72, H71, H77.

References

1. Yushkov A. Byudzhetnaya detsentralizatsiya i regional'nyy ekonomicheskiy 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.
2. Allison P. D. *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks, CA, Sage, 2009.
3. Amagoh F., Amin A. A. An Examination of the Impacts of Fiscal Decentralization on Economic Growth. *International Journal of Business Administration*, 2012, vol. 3, no. 6, pp. 72-81.
4. Brueckner J. Fiscal Federalism and Economic Growth. *CESifo Working Paper Series*, no. 1601, 2005.
5. Burret H. T., Feld L., Schaltegger C. Fiscal Federalism and Economic Performance - New Evidence from Switzerland. *CESifo Working Paper Series*, no. 7250, 2018.
6. Freinkman L., Kholodilin K., Thiessen U. Incentive Effects of Fiscal Equalization: Has Russian Style Improved? *DIW Berlin Discussion Papers*, no. 912, 2009.
7. Giesselmann M., Schmidt-Catran A. W. Interactions in Fixed Effects Regression Models. *Sociological Methods & Research*, 2020, pp. 1-28.
8. Göcen S., Bayhanay A., Göktaş N. Fiscal Decentralization and Economic Growth: Theory and Application. University Library of Munich, *MPRA Paper*, no. 84523, 2017.
9. Gong L., Zou H.-F. Public Expenditures, Taxes, Federal Transfers, and Endogenous Growth. *Journal of Public Economic Theory*, 2011, vol. 13, no. 6, pp. 973-991.
10. Martinez-Vazquez J., McNab R. Fiscal Decentralization and Economic Growth. *World Development*, 2003, vol. 31, no. 9, pp. 1597-1616.
11. Martinez-Vazquez J., McNab R. Fiscal Decentralization, Macrostability, and Growth. *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 2006, vol. 179, no. 4, pp. 25-49.
12. Oates W. *Fiscal Federalism*. N. Y., NY, Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
13. Rodríguez-Pose A., Ezcurra R. Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth? Evidence from the OECD Countries. *Journal of Economic Geography*, 2011, vol. 11, no. 4, pp. 619-643.
14. Schunck R. Within and Between Estimates in Random-Effects Models: Advantages and Drawbacks of Correlated Random Effects and Hybrid Models. *The Stata Journal*, 2013, vol. 13, no. 1, pp. 65-76.
15. Siliverstovs B., Thiessen U., Elliott C. Incentive Effects of Fiscal Federalism: Evidence for France. *Cogent Economics & Finance*, 2015, vol. 3, no. 1.
16. Tiebout Ch. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 1956, vol. 64, no. 5, pp. 416-424.
17. Wooldridge J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA, The MIT Press, 2010.

Региональная экономика

Пространственно-эконометрическое моделирование экономического роста российских регионов: имеют ли значение институты?

Ольга ДЕМИДОВА, Элизат КАМАЛОВА

Ольга Анатольевна Демидова —
кандидат физико-математических наук,
доцент департамента прикладной экономики,
Национальный исследовательский
университет «Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский б-р, 11).
E-mail: demidova@hse.ru

Элизат Камалова —
студентка магистратуры, Национальный
исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский б-р, 11).
E-mail: elisakamalova@gmail.com

Аннотация

Регионы одной и той же страны, как правило, не развиваются независимо, а влияют друг на друга. При моделировании экономической динамики регионов необходимо учитывать это взаимное влияние, поскольку, например, при росте одного из регионов соседние могут также расти (благодаря кооперации), или, наоборот, замедляться (из-за конкуренции), или никак не реагировать. Пропуск соответствующих переменных (пространственных факторов) может привести к смещению оценок параметров модели. Как правило, для учета пространственных факторов используют пространственно-эконометрические модели, отличающиеся от классических регрессионных моделей наличием пространственных лагов при зависимой и независимых переменных. Коэффициенты при этих пространственных лагах обычно предполагаются постоянными. Отсюда следует, что интенсивность влияния соседних регионов на выбранный не зависит от характеристик этого региона. Это представляется авторам излишне сильным предположением в моделях для неоднородных стран, таких как Россия. Авторы ослабили это предположение, заменив постоянные коэффициенты при пространственных лагах линейными функциями, характеризующими качество институтов и степени деловой активности в рассматриваемом регионе: уровень предпринимательской активности в регионе, индекс обеспеченности региона банковскими услугами, инвестиционный потенциал региона. Количество оцениваемых параметров увеличилось незначительно, но с помощью модифицированной модели авторы смогли проверить и эмпирически подтвердить гипотезу о том, что чем выше качество институциональной среды и степени деловой активности региона, тем более он чувствителен к воздействиям со стороны соседних регионов.

Ключевые слова: экономический рост, пространственные эффекты, деловая активность, пространственная модель Дарбина, инвестиционный потенциал, банковские услуги.

JEL: C31, C33, R1, O43.

Введение

Экономическое развитие региона в значительной степени определяет развитие страны в целом. Однако часто при моделировании экономического роста регионов не учитываются пространственные эффекты межрегионального взаимодействия, что равносильно пропуску существенных переменных, приводящему к смещению оценок параметров модели [Anselin, 1988].

Одним из решений этой проблемы является использование пространственно-эконометрических моделей, в которых учитываются не только объясняющие факторы, присущие исключительно рассматриваемому региону, но и пространственные эффекты, возникающие вследствие социально-экономических процессов в других регионах (по крайней мере соседних), которые через каналы межрегиональной связи (потоки капитала, рабочей силы и т. п.) могут оказывать как позитивное, так и негативное влияние на экономику региона. Так, например, экономический рост в территориально близких субъектах, усиливающий их конкурентные преимущества, может приводить к снижению привлекательности рассматриваемого региона, а соответственно, и к снижению инвестиций и падению экономического роста. Однако увеличение спроса со стороны соседней растущей экономики может оказывать позитивное влияние на экономику региона.

В классические пространственные модели обычно вводят достаточно сильное предположение о едином для всех регионов пространственном влиянии; это условие при высокой неоднородности российских регионов кажется нам слишком жестким. В ряде региональных исследований экономического роста с учетом пространственных эффектов [Демидова, 2014; Демидова, Иванов, 2016; Коломак, 2010] выявлены неоднозначный характер и разная интенсивность влияния российских регионов друг на друга.

В настоящей работе предпринята попытка ослабить это предположение при помощи модификации классической модели Дарбина путем замены постоянных коэффициентов, отражающих пространственное влияние регионов, на линейные функции от институциональных характеристик региона, поскольку мы предполагаем, что интенсивность внешнего влияния варьируется между регионами в зависимости от их институциональной среды и степени деловой активности. Для этого были выбраны показатели, характеризующие предпринимательскую активность в регионе, уровень обеспеченности банковскими услугами, инвестиционную привлекательность.

Результаты исследования выявили положительную связь качества институтов и степени деловой активности региона с чув-

ствительностью региона к пространственным экстерналиям со стороны окружающих его регионов.

Статья построена следующим образом. В первом разделе дан краткий обзор литературы, посвященной пространственно-эконометрическим моделям экономического роста, и сформулирована основная гипотеза, касающаяся влияния качества институциональной среды и степени деловой активности региона на его чувствительность к воздействиям со стороны соседних регионов. Во втором разделе описаны данные, переменные и модели, использованные для проверки выдвинутой гипотезы, в третьем — полученные результаты. В заключении зафиксированы основные выводы проведенного исследования.

1. Обзор литературы

Пространственно-эконометрические подходы к моделированию экономического роста регионов впервые были использованы в работах, выполненных на региональных данных Европейского союза [Armstrong, 1995; López-Bazo et al., 1999; Rodríguez-Pose, 1999] и США [Rey, Montouri, 1999].

В дальнейшем исследования, основанные на европейских и американских данных, продолжились, а пространственно-эконометрические методы моделирования экономического роста стали использоваться на данных других стран. В работах [Arbia et al., 2002; Arbia, Piras, 2005; Baumont et al., 2003; Le Gallo, Ertur, 2019; Niebuhr, 2001], посвященных исследованию безусловной конвергенции темпов экономического роста, были выявлены положительные пространственные экстерналии для ряда регионов Европы. Эти результаты подтверждают важность учета межрегионального взаимодействия. Пространственные эффекты при моделировании темпов экономического роста регионов Китая были показаны в работах [Tian et al., 2010; Ying, 2003; Yu, Wei, 2008].

Как отмечают авторы перечисленных и многих других работ в этой области, в отсутствии учета пространственных эффектов можно столкнуться с проблемой смещения оценок параметров вследствие пропуска существенных переменных. При этом желательно не допустить введения слишком большого количества дополнительных переменных, отражающих взаимное влияние регионов, поскольку это может уменьшить эффективность оценок параметров. В традиционные пространственно-эконометрические модели (их описание см., например, в [Elhorst, 2014]) обычно включают пространственные лаги зависимой и/или независимых переменных. Однако такой подход не всегда годится для больших и неоднородных стран, таких как Россия, где возможна асимме-

трия во взаимном влиянии регионов (например, в западной части страны могут действовать одни механизмы, а в восточной — другие). Эту проблему пытались решить с помощью разделения регионов на клубы [Fiaschi et al., 2018; Fischer, LeSage, 2015; Zhang et al., 2019], использования непараметрического [Koroglu, Sun, 2016] или байесовского [Fischer, LeSage, 2015; Piribauer, 2016] подходов, что существенно усложняло используемую технику оценивания параметров модели и интерпретацию полученных результатов.

Несмотря на быстрое развитие методов пространственной эконометрики, на сегодня существует сравнительно небольшое число работ в этой области, выполненных на российских региональных данных. Первыми были статьи Тулио Бучеллато [Buccellato, 2007] и Олега Лугового с соавторами [Луговой и др., 2007], в которых обсуждались вопросы, связанные с конвергенцией/дивергенцией российских регионов по валовому региональному продукту (ВРП) с использованием данных соответственно за 1999–2004 и 1998–2004 годы. В обеих работах отмечается, что необходимо учитывать пространственные факторы, чтобы избежать смещения оценок параметров. К аналогичному выводу пришла Вера Иванова [Иванова, 2014], исследовавшая вопросы конвергенции российских регионов по среднедушевым доходам населения с 1996 года по 2012-й.

Авторы работы [Kholodilin et al., 2012], исследуя конвергенцию регионов России по уровню ВРП на душу населения, эмпирически доказали существование значимой пространственной взаимосвязи между территориями, однако отметили неоднородность российских регионов и пришли к выводу, что наиболее высокая скорость конвергенции характерна для кластера высокодоходных регионов, окруженных другими высокодоходными территориями. Разные механизмы пространственного влияния российских регионов впервые описаны в работе [Коломак, 2010], также посвященной моделированию экономического роста российских регионов. Если для западных регионов были выявлены положительные пространственные экстерналии, то для восточных — отрицательные. Асимметрия взаимного влияния западных и восточных российских регионов была установлена в статье [Демидова, 2014]: изменения, происходящие в западных регионах, влияют на восточные, но не наоборот.

В исследовании [Демидова, Иванов, 2016] сделано предположение о различной интенсивности межрегионального влияния, которая варьируется в зависимости от социально-географических характеристик регионов, таких как площадь, уровень урбанизации и плотность населения. Для проверки выдвинутой гипотезы авторы предложили модификацию динамической пространственно-авторегрессионной (SAR) модели, заменив постоянный коэффи-

циент пространственной автокорреляции на линейную функцию от перечисленных выше характеристик регионов. В результате эмпирического анализа выявлено, что площадь региона не оказывает статистически значимого влияния на пространственные внешние эффекты, в то время как плотность населения и уровень урбанизации положительно влияют на чувствительность региона к воздействию со стороны соседних регионов.

Таким образом, в упомянутых исследованиях было установлено, что чувствительность региона к пространственным экстерналиям со стороны соседних регионов оказывается неоднозначной. Интенсивность пространственного влияния может зависеть от многих факторов, а для такой обширной и неоднородной страны, как Россия, круг этих факторов расширяется. В настоящем исследовании мы не преследуем цели выявить и проанализировать все возможные причины различной интенсивности влияния регионов друг на друга, но предпримем попытку установить характер взаимосвязи между институциональными характеристиками регионов и их чувствительностью к пространственным экстерналиям.

Важность институтов для экономического развития неоспорима. Авторы многочисленных исследований эмпирически доказывали, что высокое качество институциональной среды способствует экономическому росту региона, а слабые институты, напротив, даже в условиях ресурсного богатства могут приводить к стагнации и бедности [Acemoglu et al., 2001; Béland, Tiagi, 2009; Boschini et al., 2007; Leong, Mohaddes, 2011; Qureshi, 2008]. На сегодня в научной литературе относительно мало работ, посвященных пространственному анализу экономического роста с учетом институциональных характеристик региона. Среди немногочисленных исследований, где изучается пространственное взаимодействие регионов и качество институциональной среды, можно выделить следующие работы: [Ahmad, Hall, 2017; Arbia et al., 2010; Bosker, Garretsen, 2009]. Авторы [Bosker, Garretsen, 2009] изучили влияние институтов соседних регионов на экономический рост рассматриваемого, оценивая расширенную модель, предложенную в работе [Rodrik et al., 2004], и выявили их значимое пространственное влияние на показатель ВРП на душу населения рассматриваемого региона.

В работе [Arbia et al., 2010] авторы, исследуя факторы, влияющие на рост производительности в европейских регионах, показали, что необходимо учитывать их географическую близость, в то время как только географическая близость не оказывала значимого воздействия. В статье [Ahmad, Hall, 2017] также подтверждено влияние институциональных внешних эффектов на экономический рост и скорость конвергенции европейских регионов.

В настоящем исследовании, в значительной степени опираясь на [Демидова, Иванов, 2016] и перечисленные выше работы, посвященные влиянию институтов на экономический рост, мы попытались изучить характер взаимодействия качества институциональной среды региона и его чувствительности к пространственным экстерналиям. Причина выбора институциональных факторов в качестве параметров чувствительности в том, что свойства институтов зависят от различных составных частей существующей окружающей среды, в которой ведется экономическая деятельность, иначе говоря, качество институтов зависит от преобладающих в экономике и обществе региона норм и поведенческих практик, а эти практики и нормы в российских регионах значительно различаются.

Однако найти данные, характеризующие качество институтов в российских регионах за несколько лет (данные по остальным переменным являются панельными), довольно затруднительно; несколько легче найти факторы, характеризующие качество институциональной среды и степени деловой активности региона. Поэтому для эмпирической проверки была выдвинута гипотеза:

Н0: Чем выше качество институциональной среды и степени деловой активности региона, тем он более чувствителен к воздействиям со стороны соседних регионов.

2. Методология

Данные и переменные

Зависимая переменная и ее пространственный лаг

Для эмпирической проверки выдвинутой гипотезы мы использовали данные восьмидесяти регионов России за 2005–2017 годы. В выборке отсутствуют регионы, для которых нет данных за часть рассматриваемого периода (например, Чеченская Республика). Кроме того, в некоторых регионах произошло изменение административно-территориального деления. В частности, в 2012 году был реализован масштабный проект по расширению территории Москвы за счет площади Московской области, что сделало невозможным сопоставить данные более ранних периодов с текущими, поэтому в работе Москва и Московская область рассмотрены совместно, как единая территориальная единица. Остальные регионы были рассмотрены с учетом последнего административно-территориального деления.

В качестве зависимой переменной был выбран $y_{it} = \ln \frac{Y_{it+1}}{Y_{it}}$ — темп роста ВРП на душу населения (в логарифмах), $i = 1, \dots, 80$ — номер региона, $t = 2005, \dots, 2017$ — год наблюдения, Y_{it} — ВРП на душу населения в ценах базового 2005 года, скорректированный по паритету покупательской способности.

Выявление пространственных экстерналий традиционно начинается с вычисления индекса Морана — аналога пространственной корреляции, рассчитываемого по следующей формуле:

$$I(y) = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2},$$

где n — количество регионов, w_{ij} — элементы матрицы W пространственного взаимодействия регионов i и j , y_i — значение показателя y (темпы роста ВРП на душу населения) в регионе i , $\bar{y}$ — среднее значение y .

Для создания пространственного лага в исследовании использована стандартизированная по строкам бинарная матрица: $w_{ii} = 0$, $w_{ij} = 0$, $i \neq j$, если регионы i и j не имеют общей границы, $w_{ij} = 1/n_i$, $i \neq j$, если регионы i и j имеют общую границу, где n_i — количество регионов, имеющих с регионом i общую границу. Тогда WY_i (i -й элемент пространственного лага WY) — это средний рост ВРП в расчете на душу населения в регионах, имеющих общую границу с регионом i .

Значения индекса Морана варьируются в пределах $[-1, 1]$. Значимость индекса Морана определяется с помощью Z -статистики, при этом выдвигается основная гипотеза о нулевом значении индекса, что соответствует случайному пространственному распределению регионов.

При положительных значениях индекса Морана можно говорить о положительной автокорреляции в региональных данных (регионы с высокими темпами роста ВРП на душу населения окружены регионами с также высокими темпами роста этого показателя, а регионы с низкими темпами роста ВРП на душу населения окружены регионами с низкими темпами роста ВРП), при отрицательных — об отрицательной автокорреляции (регионы с высокими темпами роста ВРП окружены регионами с низким значением этого показателя, и наоборот).

Фактически индекс Морана является коэффициентом наклона в регрессии пространственного лага WY на Y .

Результаты оценки индекса Морана для темпов роста ВРП на душу населения российских регионов приведены в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

Индексы Морана для темпов роста ВРП на душу населения

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Moran's I	0,063	0,004	0,248***	0,17***	0,138**	0,278***
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0,144**	0,239***	0,09*	0,068	−0,025	−0,059

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

Индекс пространственной корреляции Морана для темпов роста ВРП оказался статистически значим для большинства лет в рассматриваемом периоде, что подтверждает важность учета пространственных эффектов в моделях. В то же время незначимость этого индекса в последние годы может свидетельствовать о необходимости использовать более гибкую функциональную форму для отражения связи между регионами, наиболее простая линейная зависимость ρWY может оказаться не самой подходящей. В следующем разделе мы опишем предложенную нами модификацию.

Независимые переменные

Что касается выбора объясняющих переменных, он был обусловлен результатами работ других авторов, исследовавших причины экономического роста.

Для того чтобы учесть, какие регионы, бедные или богатые, растут быстрее, мы, следуя концепции условной конвергенции [Barro, Sala-i-Martin, 1992], включили в модели (их описание будет дано в следующем разделе) переменную $X_1 = \ln grppercapppp$ — логарифм ВРП на душу населения, скорректированный по паритету покупательной способности (по стоимости минимальной потребительской корзины товаров и услуг).

Поскольку ряд исследований [Chenery, Taylor, 1968; Friedmann, 2006; Henderson, 2003; Jacobs, 1969] свидетельствует, что урбанизация стимулирует экономический рост, мы включили в модели переменную $X_2 = urbanshare$ — доля городского населения. Уровень образования, возрастная и социальная структуры городского населения значительно отличаются от аналогичных показателей для населения сельской местности, что непосредственным образом сказывается на развитии экономики. Более того, в публикациях *United Nations Human Settlements Programme*¹ указывается, что производительность труда в городах значительно выше, чем в целом по стране, поэтому мы ожидаем, что переменная доли городского населения будет оказывать положительное влияние на экономический рост российских регионов.

Уровень образования населения — один из важных индикаторов развития человеческого капитала. Согласно оценкам [Семеко, 2010; Lutz, Samir, 2011; Maddison, 1991], повышение доли образованных людей в численности населения страны приводит к увеличению темпов экономического роста. Мы используем переменную $X_3 = higheduc$ — доля работающего населения с высшим образованием как показатель качества человеческого капитала — и предполагаем, что этот показатель будет оказывать положительное воздействие на темпы экономического роста российских регионов.

¹ <https://unhabitat.org/World%20Cities%20Report%202020>.

Кейнсианские теории роста придают важнейшее значение инвестициям. Рост национального дохода является функцией накопления капитала, более того, рост капиталовложений осуществляется прежде всего с помощью государства. Мы используем показатель отношения инвестиций в основной капитал к валовому региональному продукту в качестве объясняющей переменной $X_4 = invest$.

Немаловажным фактором для экономического роста, упоминаемым еще в работах Давида Рикардо [Ricardo, 1891], является открытость экономики международной торговле. Положительную связь открытости для торговли и темпов экономического роста можно найти и в современных эмпирических исследованиях [Harrison, 1995; Wacziarg, Welch, 2008]. Более того, в [Ledyeva, Linden, 2008] выявлено, что на экономический рост российских регионов этот фактор также оказывает значимое положительное влияние. В настоящей работе в качестве показателя степени открытости экономики использована переменная $X_5 = open$ — отношение объемов экспорта и импорта к ВРП.

В моделях эндогенного роста [Arrow, 1971; Romer, 1986; 1994] особое внимание уделяется технологическому прогрессу и инновационной активности, отмечается стимулирующее воздействие упомянутых процессов на экономический рост. Следуя примеру ряда пространственно-эконометрических работ [Демидова, Иванов, 2016; Fingleton, López-Bazo, 2006; LeSage, Fischer, 2008], мы использовали $X_6 = patent$ — количество выданных патентов на 10 тыс. населения в качестве показателя инновационной активности региона.

В работе [Krugman, 1980] указано, что более диверсифицированные регионы, где производится больше видов товаров, имеют высокую прибыльность и могут сильнее наращивать производство, поскольку являются наиболее инвестиционно привлекательными. В [Dissart, 2003; Essletzbichler, 2007; Shediak et al., 2008] доказывается, что диверсификация региональной экономики приводит к ее стабилизации и снижению уровня безработицы. Мы использовали индекс Херфиндаля — Хиршмана (переменная $X_7 = hh$) в качестве показателя диверсификации структуры региональной экономики.

Государство заинтересовано в предоставлении трансфертных платежей региональным бюджетам для инвестирования в приоритетные отрасли экономики и поддержания финансовой стабильности. Несмотря на исследования, основанные на европейских данных [Dallerba, Le Gallo, 2008], которые не выявили влияния трансфертных платежей на стимулирование экономики регионов, мы предполагаем, что такой инструмент фискальной политики в условиях высокой неоднородности российских регионов и не-

равномерного территориального расположения населения России будет оказывать положительное влияние на экономический рост, и вводим в модели переменную $X_8 = dot$ — доля трансфертов из федерального центра в региональном бюджете.

Кроме того, мы использовали $X_9 = road$ — плотность автомобильных дорог в качестве переменной, характеризующей качество инфраструктуры региона, поскольку развитие транспортных сетей может способствовать снижению себестоимости производства, эффективному использованию рабочей силы и повышению производительности труда, что в совокупности оказывает положительное влияние на рост экономики [Щербанин, 2011].

В табл. 2 приведены описательные статистики всех переменных. Каждая из выбранных переменных достаточно сильно варьируется, что еще раз подтверждает высокую степень разнообразия российских регионов.

Т а б л и ц а 2

Описательные статистики основных переменных

Переменная	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Максимальное значение
<i>Lngrppercapppp</i>	11,733	0,809	8,656	14,430
<i>Urbanshare</i>	0,694	0,126	0,26	1,0
<i>Higheduc</i>	0,267	0,0572	0,125	0,5
<i>Invest</i>	0,274	0,1	0,107	1,079
<i>Open</i>	0,291	0,282	0,0	3,653
<i>Patent</i>	0,131	0,120	0,0	1,265
<i>Hh</i>	0,279	0,0732	0,088	0,634
<i>Dot</i>	31,016	18,571	0,0	91,446
<i>Road</i>	187,970	271,529	0,8	2451,0

В следующем разделе мы опишем модели, в которые включили описанные переменные.

Модель

В качестве базовой мы использовали динамическую модель Дарбина:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + \rho W y_{it} + X_{it-1} \beta + W X_{it-1} \theta + c_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где $y_{it} = \ln \frac{Y_{it+1}}{Y_{it}}$ — темп роста ВРП на душу населения, i — индекс региона, t — год наблюдения, $i = 1, \dots, 80$ — номер региона, $t = 2005, \dots, 2017$ — год наблюдения, X_{it-1} — матрица независимых переменных, описанных выше (объясняющие переменные включены в модель с временным лагом, чтобы избежать проблемы эндогенности), $W y$ — пространственный лаг зависимой перемен-

ной, WX_{t-1} — матрица пространственных лагов независимых переменных, φ — коэффициент временного лага, ρ — коэффициент пространственной корреляции, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_9)'$ — вектор коэффициентов при объясняющих переменных, $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_9)'$ — вектор коэффициентов при пространственных лагах объясняющих переменных, γ — коэффициент конвергенции, α_i — фиксированные эффекты, c_{it} — временные эффекты, ε_{it} — возмущения.

Учитывая результаты прошлых работ, выявивших неоднозначность коэффициента пространственной корреляции [Демидова, 2014; Демидова, Иванов, 2016; Коломак, 2010], и высокую неоднородность российских регионов, в настоящем исследовании для проверки выдвинутой гипотезы мы использовали модифицированную модель Дарбина. Модификация базовой модели состоит в замене коэффициента пространственной автокорреляции и коэффициентов при пространственных лагах независимых переменных на линейные функции от показателей качества институтов рассматриваемого региона. Предложенная модель позволяет выявить зависимость интенсивности пространственных экстерналий от качества институтов региона.

Стоит отметить, что сбор данных по качеству институтов в регионах сопряжен с рядом проблем, поскольку большинство институциональных показателей для регионов России рассчитывается не каждый год, кроме того, региональная выборка значительно различается по годам. Несмотря на это, для данного исследования были собраны институциональные показатели регионов, в том числе используемые в статьях, посвященных изучению региональных институтов и степени деловой активности региона [Баранов и др., 2015; Барина и др., 2018].

Мы заменили коэффициенты ρ и θ_m , $m = 1, \dots, 9$ на линейные функции:

$$\rho_j = \rho_{j0} + \delta_{j0} Z^j, j = 1, \dots, 3, \quad (2)$$

$$\theta_j^m = \theta_{j0}^m + \eta_j^m Z^j, m = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 3, \quad (3)$$

где Z^j — переменные, характеризующие качество региональных институтов и степени деловой активности региона, подробно описанные ниже, $Z^1 = self$ — количество малых предприятий на 10 тыс. экономически активного населения. Этот показатель, отражающий предпринимательскую активность в регионе, был предложен Степаном Земцовым [Земцов, 2020; Земцов, Смелов, 2018]. Многочисленные работы [Baumol, 1993; 1996; North, 1990; Thornton et al., 2011], посвященные изучению предпринимательства, показывают, что уровень предпринимательской активности зависит от качества институтов. Например, в [Aidis et al., 2008]

выявлено, что неблагоприятная институциональная среда в России отражает низкий уровень предпринимательской активности.

$Z^2 = banks$ — совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, рассчитываемый ежегодно Банком России как среднее геометрическое трех различных составляющих банковской системы: институциональной и финансовой обеспеченности банковскими услугами, а также состояния сберегательного дела. Этот индекс используется для оценки доступности финансирования и как прокси-переменная качества рыночных институтов. Высокая доступность получения финансовых ресурсов положительным образом сказывается на развитии региона в целом.

$Z^3 = ip$ — инвестиционный потенциал региона как его доля в общероссийском потенциале; этот показатель предоставляется рейтинговым агентством Эксперт РА и складывается из девяти различных субкомпонентов, характеризующих качество государственного управления, институтов рыночной экономики и инновационной активности. Вклад отдельных субкомпонентов определяется при помощи ежегодных опросов экспертов из российских и зарубежных консалтинговых компаний, а также потенциальных инвесторов.

Инкорпорируя предложенные линейные зависимости (2) и (3) в модель (1), мы получаем следующую модифицированную модель:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + (\rho_{j0} + \delta_j Z_{it-1}^j) W y_{it} + X_{it-1} \beta + WX_{it-1} (\theta_{j0} + \eta_j Z_{it-1}^j) + c_t + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

После раскрытия скобок эта модель сводится к следующей:

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + \rho_{j0} W y_{it} + \delta_j Z_{it-1}^j W y_{it} + X_{it-1} \beta + WX_{it-1} \theta_{j0} + \eta_j WX_{it-1} Z_{it-1}^j + c_t + \varepsilon_{it}, j = 1, 2, 3. \quad (5)$$

Поскольку пространственный лаг зависимой переменной является эндогенной переменной и временной лаг зависимой переменной коррелирует с индивидуальными эффектами, для оценки параметров модели мы использовали достаточно распространенный в этом случае подход Ареллано — Бонда [Arellano, Bond, 1991], который основывается на применении обобщенного метода моментов после взятия первых разностей. Валидность инструментов (лаги зависимой и независимых переменных) была проверена при помощи теста Саргана. В рамках анализа, подтверждающего истинность выбранной спецификации, проведен также тест Ареллано — Бонда, показавший наличие автокорреляции первого порядка для остатков моделей и отсутствия автокорреляции более высокого порядка.

3. Результаты

С помощью метода Ареллано — Бонда были оценены модели (5.1)–(5.3), каждая из которых включает одну из трех переменных Z , характеризующих качество региональных институтов и степени деловой активности региона.

Результаты оценивания приведены в табл. 3. Мы даем интерпретацию только краткосрочного влияния рассматриваемых факторов, учитывая значимость и знаки оцененных параметров модели; для выбранной спецификации даже это является нетривиальной задачей.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценивания

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$L1.Lngrppercapppp$	φ	–0,040	–0,050**	–0,056**
WY	ρ_{j0}	0,757***	0,576**	0,717***
$WY Z^1$	δ_1	7,154		
$WY Z^2$	δ_2		0,591***	
$WY Z^3$	δ_3			0,038***
$Lngrppercap$	β_1	–0,016***	–0,014**	–0,015***
$W lngrppercap$	θ_{j0}^1	–0,004	0,006	–0,019**
$W lngrppercap Z^1$	η_1^1	0,276		
$W lngrppercap Z^2$	η_2^1		–0,009	
$W lngrppercap Z^3$	η_3^1			0,010***
	θ_3^1			–0,018 [min $Z = 0,083$] 0,205 [max $Z = 22,425$]
$Urbanshare$	β_2	0,716***	0,713***	0,584**
$W urbanshare$	θ_{j0}^2	–0,381	–0,278	–0,643
$W urbanshare Z^1$	η_1^2	–0,740		
$W urbanshare Z^2$	η_2^2		–0,201	
$W urbanshare Z^3$	η_3^2			–0,120***
$Higheduc$	β_3	0,050	0,049	0,030
$W higheduc$	θ_{j0}^3	0,236	–0,215	0,238**
$W higheduc Z^1$	η_1^3	–6,957		
$W higheduc Z^2$	η_2^3		0,339	
$W higheduc Z^3$	η_3^3			–0,020
$Invest$	β_4	–0,044	–0,035	–0,018
$W invest$	θ_{j0}^4	–0,130	–0,403***	–0,002
$W invest Z^1$	η_1^4	8,725***		
$W invest Z^2$	η_2^4		0,472***	
	θ_2^4		–0,332 [min $Z = 0,15$] 0,432 [max $Z = 1,77$]	

Продолжение таблицы 3

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$W invest Z^3$	η_3^4			0,008
$Open$	β_5	0,009	0,004	-0,019
$W open$	θ_{j0}^5	-0,081	0,049	0,001
$W open Z^1$	η_1^5	3,433***		
$W open Z^2$	η_2^5		-0,062	
$W open Z^3$	η_3^5			-0,004
$Patent$	β_6	-0,009	-0,007	-0,016
$W patent$	θ_{j0}^6	-0,127	-0,623***	-0,118
$W patent Z^1$	η_1^6	5,947		
$W patent Z^2$	η_2^6		0,696***	
	θ_2^6		-0,519 [min $Z = 0,15$] 0,609 [max $Z = 1,77$]	
$W patent Z^3$	η_3^6			-0,004
Hh	β_7	-0,316***	-0,250***	-0,275***
$W hh$	θ_{j0}^7	0,514***	0,617***	0,340***
$W hh Z^1$	η_1^7	-9,311***		
	θ_1^7	0,514 [min $Z = 0$] -0,208 [max $Z = 0,07$]		
$W hh Z^2$	η_2^7		-0,324**	
	θ_2^7		0,568 [min $Z = 0,15$] 0,043 [max $Z = 1,77$]	
$W hh Z^3$	η_3^7			0,003
Dot	β_8	0,001***	0,001***	0,001***
$W dot$	θ_{j0}^8	-0,001	-0,005***	-0,001*
$W dot Z^1$	η_1^8	-0,028		
$W dot Z^2$	η_2^8		0,003**	
	θ_2^8		-0,0045 [min $Z = 0,15$] 0,00031 [max $Z = 1,77$]	
$W dot Z^3$	η_3^8			-0,000***
$Road$	β_9	0,008	0,016**	0,001
$W road$	θ_{j0}^9	-0,010	0,001	-0,034*
$W road Z^1$	η_1^9	-0,722***		
$W road Z^2$	η_2^9		-0,014	
$W road Z^3$	η_3^9			-0,003
$d2008$		0,000	0,009	-0,004
$d2009$		-0,009	0,024	-0,023
$d2010$		0,004	0,022	-0,003
$d2011$		0,001	0,008	-0,006
$d2012$		0,000	0,010	-0,010

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

Переменные	Параметры моделей	Модель 5.1 $Z^1 = self$	Модель 5.2 $Z^2 = banks$	Модель 5.3 $Z^3 = ip$
$d2013$		0,000	0,009	-0,001
$d2014$		0,001	0,003	-0,009
$d2015$		0,001	0,002	-0,012
$d2016$		0,001	-0,009	-0,016
$d2017$		-0,002	0,000	-0,010
$_{cons}$		0,010	0,274	0,529
<i>Tests</i>				
AR1		0,000	0,000	0,000
AR2		0,7806	0,7314	0,9846
Sargan		0,2329	0,2416	0,2896

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

Результаты оценки моделей (5.1)–(5.3) свидетельствуют о том, что показатели банковской обеспеченности и инвестиционного потенциала оказывают положительное влияние на чувствительность региона к пространственным экстерналиям (поскольку оценки коэффициентов ρ_{j0} , δ_j , $j = 1, \dots, 3$ являются положительными), то есть чем выше банковская обеспеченность и инвестиционный потенциал региона, тем выше его чувствительность к пространственному влиянию экономического роста соседних территорий.

Таким образом, выдвинутая нами гипотеза получила эмпирическое подтверждение.

Выявлен также ряд интересных зависимостей характера и интенсивности влияния социально-экономических процессов на соседних территориях и качества институциональной среды и степени деловой активности региона. Напомним, что постоянные коэффициенты при пространственных лагах независимых переменных (θ) были заменены на их линейные функции

$$\theta_j^m = \theta_{j0}^m + \eta_{j0}^m Z^j, m = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 3,$$

от показателей качества институциональной среды и степени деловой активности региона Z^j , то есть для определения степени чувствительности региона с номером i к пространственному влиянию соседних территорий необходимо обратить внимание на знак выражения при пространственных лагах независимых переменных WX_m , а также при произведении показателей качества институтов и лагов независимых переменных $WX_m Z^j$.

В случае, когда оба коэффициента оказывались статистически значимыми, но при этом их оценки имели разные знаки, мы использовали максимальные и минимальные значения институциональных показателей для выявления интенсивности и характера пространственных экстерналий.

Разберем пример такого вычисления подробно. В модели (5.1) с институциональной переменной $Z^1 = self$, характеризующей уровень предпринимательской активности в регионе, коэффициент θ_{10}^7 при пространственном лаге индекса Херфиндаля — Хиршмана (Whh) оказался статистически значимым, и его оценка составила 0,514, в то время как коэффициент η_1^7 при произведении $Z^1 \cdot Whh$ также оказался статистически значимым, но имел отрицательное значение $-9,311$.

Поскольку $0 \leq Z^1 \leq 0,07$, получаем, что $\hat{\theta}_1^7 = \hat{\theta}_{10}^7 + \hat{\eta}_1^7 \cdot Z^1$ принимает значения

$$0,514 - 9,311 \cdot 0,07 = -0,208 \leq \hat{\theta}_1^7 \leq 0,514 - 9,311 \cdot 0 = 0,514.$$

С учетом того, что чем выше значение переменной hh (индекс Херфиндаля — Хиршмана), тем выше степень концентрации экономики региона, можно прийти к выводу о положительном влиянии концентрации соседних экономик на рост рассматриваемого региона, если для него характерна низкая предпринимательская активность, и отрицательном влиянии — если предпринимательская активность в регионе достаточно высокая. Для определения того, какой характер влияния будет оказывать этот процесс на конкретный регион, необходимо решить линейное уравнение и получить граничное значение показателя Z^1 , при котором произойдет переключение характера пространственного влияния. В рассмотренном случае граничное значение показателя Z^1 составило 0,055, и только город Санкт-Петербург, для которого средний показатель предпринимательской активности оказался выше 0,055, был подвержен отрицательному влиянию концентрации соседней экономики, в то время как для всех остальных регионов наблюдалось положительное пространственное влияние упомянутого процесса.

Результаты оценки модели (5.1) также указывают на положительную связь между предпринимательской активностью и чувствительностью экономического роста региона к увеличению инвестиций и открытости в соседних регионах: если регион характеризуется более благоприятной средой для развития предпринимательства, он получает более мощные положительные импульсы от таких процессов в соседних регионах.

Проведя аналогичные вычисления для модели (5.2), где в качестве параметра чувствительности была выбрана переменная $Z^2 = banks$ (совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами), мы установили, что регионы, характеризующиеся достаточно высокой банковской обеспеченностью (список таких регионов приведен в табл. 4), получают положительные эффекты от увеличения инвестиций в соседних регионах, в то время

как плохо налаженная банковская система региона приводит к негативному внешнему эффекту аналогичного процесса.

Т а б л и ц а 4

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от увеличения инвестиций в соседних регионах**

Белгородская область	Республика Татарстан	Республика Мордовия
Рязанская область	Республика Алтай	Хабаровский край
Чувашская Республика	Челябинская область	Краснодарский край
Ульяновская область	Тульская область	Вологодская область
Новгородская область	Калужская область	Ростовская область
Ставропольский край	Костромская область	Новосибирская область
Республика Карелия	Воронежская область	Свердловская область
Приморский край	Орловская область	Камчатский край
Удмуртская Республика	Владимирская область	Магаданская область
Пермский край	Нижегородская область	Ярославская область
Курская область	Самарская область	Санкт-Петербург
Мурманская область	Ивановская область	Москва и Московская область

Выявлено также, что регионы с хорошо развитым банковским сектором (их список приведен в табл. 5) выигрывают от увеличения инновационной активности в соседних регионах, в то время как в остальных регионах с относительно низким уровнем банковской обеспеченности наблюдалось отрицательное влияние этого фактора. Кроме того, рассматриваемый институциональный показатель демонстрирует положительную связь с чувствительностью региона к концентрации соседней экономики, причем эта связь имеет только положительный характер.

Т а б л и ц а 5

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от увеличения инновационной активности в соседних регионах**

Белгородская область	Воронежская область	Вологодская область
Курская область	Орловская область	Ростовская область
Мурманская область	Владимирская область	Новосибирская область
Республика Татарстан	Нижегородская область	Свердловская область
Республика Алтай	Самарская область	Камчатский край
Челябинская область	Ивановская область	Магаданская область
Тульская область	Республика Мордовия	Ярославская область
Калужская область	Хабаровский край	Санкт-Петербург
Костромская область	Краснодарский край	Москва и Московская область

Для модели (5.3) с переменной $Z^3 = ip$ (инвестиционный потенциал региона) было выявлено, что рост ВРП на душу населения в соседних территориях положительно влияет на экономический рост региона только в случае, если этот регион достаточно

инвестиционно привлекателен (список таких регионов приведен в табл. 6). В случае низкой привлекательности региона для инвесторов аналогичное увеличение валового продукта соседней экономики оказывает отрицательное воздействие на экономический рост этого региона. В то же время улучшение качества человеческого капитала и увеличение концентрации соседней экономики положительно воздействуют на экономический рост региона, однако его инвестиционная привлекательность не оказывает статистически значимого влияния на характер и интенсивность этого воздействия. Также наблюдается отрицательное влияние повышения плотности автомобильных дорог соседних территорий на развитие региона, что согласуется с выводами работы [Исаев, 2015].

Т а б л и ц а 6

**Список регионов, получающих положительные эффекты
от роста ВРП на душу населения в соседних регионах**

Москва и Московская область
Республика Башкортостан
Пермский край
Ханты-Мансийский автономный округ
Челябинская область

Проведенный анализ влияния объясняющих переменных еще раз подтвердил выдвинутую нами гипотезу.

Ряд контрольных переменных также показал значимое влияние на экономический рост регионов.

Отрицательные оценки коэффициентов при переменной ВРП на душу населения во всех спецификациях моделей свидетельствуют о процессе конвергенции, что согласуется с результатами работ, посвященных изучению бета-конвергенции российских регионов [Guriev, Vakulenko, 2012; Kholodilin et al., 2012].

Во всех моделях было выявлено положительное влияние доли городского населения на экономический рост. Как уже отмечалось, такое положительное влияние можно объяснить более высокой производительностью труда городского населения.

Позитивное влияние диверсификации экономики на темпы экономического роста, выявленное в работах [Dissart, 2003; Essletzbichler, 2007; Shediach, 2008], наблюдается и на российских данных.

Ряд социально-экономических показателей, таких как доля инвестиций в основной капитал, доля работающего населения с высшим образованием, степень открытости экономики, инновационная активность региона, не оказывают статистически значимого влияния на стимулирование регионального экономического роста в оцененных моделях.

Таким образом, главный результат исследования заключается в выявлении нетривиальных каналов влияния институциональной среды и степени деловой активности региона на темпы его экономического роста: при прочих равных регионы с хорошо развитыми институтами будут иметь более высокие темпы роста (падения), в случае если в соседних регионах происходят благоприятные (неблагоприятные) для них социально-экономические процессы. Это можно объяснить снижением транзакционных издержек для ведения деловой активности в регионе.

Заключение

В работе использованы пространственно-эконометрические модели экономического роста российских регионов, оцененные по данным за 2005–2017 годы. При этом предположения классических моделей о едином коэффициенте пространственной автокорреляции и постоянных коэффициентах при пространственных лагах объясняющих переменных были ослаблены при помощи замены этих параметров на линейные функции от институциональных характеристик и степени деловой активности регионов. Причина выбора институциональных факторов в качестве таких характеристик заключается в том, что свойство институтов зависит от фактически складывающейся окружающей среды, значительно различающейся среди российских регионов. В качестве институциональных характеристик мы использовали показатель, отражающий предпринимательскую активность в регионе, совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами, инвестиционный потенциал региона.

По результатам оценки моделей выявлена положительная связь качества институтов и степени деловой активности региона с его чувствительностью к пространственным экстерналиям со стороны окружающих его регионов. Иначе говоря, чем лучше институциональная среда и выше степень деловой активности региона, тем интенсивнее влияние соседних экономик на его темпы экономического роста.

Таким образом, проведенное исследование демонстрирует, что регионы России с различной институциональной средой различаются по степени чувствительности к пространственным экстерналиям со стороны соседей и предположение классических пространственных моделей о постоянстве коэффициентов пространственного влияния для всех регионов является упрощенным.

Литература

1. Баранов А. Ю., Малков Е. С., Полищук Л. И., Рохлиц М., Сюняев Г. Р. Измерение институтов в российских регионах: методология, источники данных, анализ // Вопросы экономики. 2015. № 2. С. 69–103.

2. *Баринова В. А., Земцов С. П., Царева Ю. В.* Предпринимательство и институты: есть ли связь на региональном уровне в России? // Вопросы экономики. 2018. № 6. С. 92–116.
3. *Демидова О. А.* Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России) // Прикладная эконометрика. 2014. Т. 34. № 2. С. 19–35.
4. *Демидова О. А., Иванов Д. С.* Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 1. С. 52–75.
5. *Земцов С. П.* Институты, предпринимательство и региональное развитие в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2020. № 2(46). С. 168–180.
6. *Земцов С. П., Смелов Ю. А.* Факторы регионального развития в России: география, человеческий капитал или политика регионов // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 4(40). С. 84–108.
7. *Иванова В. И.* Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2014. № 4. С. 100–119.
8. *Исаев А. Г.* Транспортная инфраструктура и экономический рост: пространственные эффекты // Пространственная экономика. 2015. № 3. С. 57–73.
9. *Коломак Е. А.* Пространственные экстерналии как ресурс экономического роста // Регион: экономика и социология. 2010. № 4. С. 73–87.
10. *Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А.* Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. М.: ИЭПП, 2007.
11. *Семеко Г. В.* Образование как фактор экономического роста // Экономические и социальные проблемы России. 2010. № 2. С. 41–83.
12. *Щербанин Ю. А.* Транспорт и экономический рост: взаимосвязь и влияние // Евразийская экономическая интеграция. 2011. № 3(12). С. 65–78.
13. *Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A.* The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation // American Economic Review. 2001. Vol. 91. No 5. P. 1369–1401.
14. *Ahmad M., Hall S. G.* Economic Growth and Convergence: Do Institutional Proximity and Spillovers Matter? // Journal of Policy Modeling. 2017. Vol. 39. No 6. P. 1065–1085.
15. *Aidis R., Estrin S., Mickiewicz T.* Institutions and Entrepreneurship Development in Russia: A Comparative Perspective // Journal of Business Venturing. 2008. Vol. 23. No 6. P. 656–672.
16. *Anselin L.* Spatial Econometrics: Methods and Models. Amsterdam: Springer, 1988.
17. *Arbia G., Basile R., Salvatore M.* Regional Convergence in Italy 1951–1999: A Spatial Econometric Perspective. ISAE Working Papers. No 29. 2002.
18. *Arbia G., Battisti M., Di Vaio G.* Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions // Economic Modelling. 2010. Vol. 27. No 1. P. 12–21.
19. *Arbia G., Piras G.* Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. ISAE Working Papers. No 51. 2005.
20. *Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // The Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. No 2. P. 277–297.
21. *Armstrong H. W.* Convergence Among Regions of the European Union, 1950–1990 // Papers in Regional Science. 1995. Vol. 74. No 2. P. 143–152.
22. *Arrow K. J.* The Economic Implications of Learning by Doing // Readings in the Theory of Growth / F. H. Hahn (ed.). London: Palgrave Macmillan, 1971. P. 131–149.
23. *Barro R. J., Sala-i-Martin X.* Convergence // Journal of Political Economy. 1992. Vol. 100. No 2. P. 223–251.
24. *Baumol W. J.* Entrepreneurship, Management, and the Structure of Payoffs. Cambridge, MA: MIT Press, 1993.
25. *Baumol W. J.* Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive // Journal of Business Venturing. 1996. Vol. 11. No 1. P. 3–22.

26. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980–1995 // *European Regional Growth* / B. Fingleton (ed.). Berlin; Heidelberg: Springer, 2003. P. 131–158.
27. Béland L.-P., Tiagi R. Economic Freedom and the “Resource Curse”: An Empirical Analysis. Vancouver: Fraser Institute, 2009.
28. Boschini A. D., Pettersson J., Roine J. Resource Curse or Not: A Question of Appropriability // *The Scandinavian Journal of Economics*. 2007. Vol. 109. No 3. P. 593–617.
29. Bosker M., Garretsen H. Economic Development and the Geography of Institutions // *Journal of Economic Geography*. 2009. Vol. 9. No 3. P. 295–328.
30. Buccellato T. Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. UCL School of Slavonic and East European Studies Economics and Business Working Paper Series. No 72. 2007.
31. Chenery H. B., Taylor L. Development Patterns: Among Countries and over Time // *The Review of Economics and Statistics*. 1968. Vol. 50. No 4. P. 391–416.
32. Dall’èrba S., Le Gallo J. Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989–1999: A Spatial Econometric Analysis // *Papers in Regional Science*. 2008. Vol. 87. No 2. P. 219–244.
33. Dissart J. C. Regional Economic Diversity and Regional Economic Stability: Research Results and Agenda // *International Regional Science Review*. 2003. Vol. 26. No 4. P. 423–446.
34. Elhorst J. P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Heidelberg: Springer, 2014.
35. Essletzbichler J. Diversity, Stability and Regional Growth in the United States, 1975–2002 // *Applied Evolutionary Economics and Economic Geography* / K. Frenken (ed.). Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2007. Ch. 10.
36. Fiaschi D., Gianmoena L., Parenti A. Spatial Club Dynamics in European Regions // *Regional Science and Urban Economics*. 2018. Vol. 72(C). P. 115–130.
37. Fingleton B., López-Bazo E. Empirical Growth Models with Spatial Effects // *Papers in Regional Science*. 2006. Vol. 85. No 2. P. 177–198.
38. Fischer M. M., LeSage J. P. A Bayesian Space-Time Approach to Identifying and Interpreting Regional Convergence Clubs in Europe // *Papers in Regional Science*. 2015. Vol. 94. No 4. P. 677–702.
39. Friedmann J. Four Theses in the Study of China’s Urbanization // *International Journal of Urban and Regional Research*. 2006. Vol. 30. No 2. P. 440–451.
40. Guriev S., Vakulenko E. Convergence Between Russian Regions. Center for Economic and Financial Research Working Paper. No w0180. 2012.
41. Harrison A. Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. NBER Working Papers. No 5221. 1995.
42. Henderson V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question // *Journal of Economic Growth*. 2003. Vol. 8. No 1. P. 47–71.
43. Jacobs J. The Economy of Cities. New York, NY: Random House, 1969.
44. Kholodilin K. A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process // *Eastern European Economics*. 2012. Vol. 50. No 3. P. 5–26.
45. Koroglu M., Sun Y. Functional-Coefficient Spatial Durbin Models with Nonparametric Spatial Weights: An Application to Economic Growth // *Econometrics*. 2016. Vol. 4. No 1. P. 1–16.
46. Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. No 5. P. 950–959.
47. Ledyeva S., Linden M. Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions // *European Journal of Comparative Economics*. 2008. Vol. 5. No 1. P. 87–105.
48. Le Gallo J., Ertur C. Heterogeneous Reaction Versus Interaction in Spatial Econometric Regional Growth and Convergence Models // *Handbook of Regional Growth and Development Theories* / R. Capello, P. Nijkamp (eds.). Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2019. Ch. 22.

49. Leong W., Mohaddes K. Institutions and the Volatility Curse. Cambridge Working Papers in Economics. No 1145. 2011.
50. LeSage J. P., Fischer M. M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation // *Spatial Economic Analysis*. 2008. Vol. 3. No 3. P. 275–304.
51. López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J. Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union // *The Annals of Regional Science*. 1999. Vol. 33. No 3. P. 343–370.
52. Lutz W., Samir K. C. Global Human Capital: Integrating Education and Population // *Science*. 2011. Vol. 333. No 6042. P. 587–592.
53. Maddison A. *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-Run Comparative View*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
54. Niebuhr A. Convergence and the Effects of Spatial Interaction. Hamburg Institute of International Economics. HWWA Discussion Papers. No 110. 2001.
55. North D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
56. Piribauer P. Heterogeneity in Spatial Growth Clusters // *Empirical Economics*. 2016. Vol. 51. No 2. P. 659–680.
57. Qureshi M. S. Africa's Oil Abundance and External Competitiveness: Do Institutions Matter? International Monetary Fund Working Papers. No 08/172. 2008.
58. Rey S., Montouri B. US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective // *Regional Studies*. 1999. Vol. 33. No 2. P. 143–156.
59. Ricardo D. *Principles of Political Economy and Taxation*. London: G. Bell and Sons, 1891.
60. Rodríguez-Pose A. Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-Economic Change in Western Europe // *Tijdschrift voor economische en sociale geografie [Journal of Economic and Human Geography]*. 1999. Vol. 90. No 4. P. 365–378.
61. Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development // *Journal of Economic Growth*. 2004. Vol. 9. No 2. P. 131–165.
62. Romer P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94. No 5. P. 1002–1037.
63. Romer P. M. The Origins of Endogenous Growth // *Journal of Economic Perspectives*. 1994. Vol. 8. No 1. P. 3–22.
64. Shediak R., Abouchakra R., Moujaes C., Najjar M. R. *Economic Diversification. The Road to Sustainable Development*. Abu Dhabi: Booz & Company, 2008.
65. Tian L., Wang H. H., Chen Y. Spatial Externalities in China Regional Economic Growth // *China Economic Review*. 2010. Vol. 21. P. S20–S31.
66. Thornton P. H., Ribeiro-Soriano D., Urbano D. Socio-Cultural Factors and Entrepreneurial Activity: An Overview // *International Small Business Journal*. 2011. Vol. 29. No 2. P. 105–118.
67. Wacziarg R., Welch K. H. Trade Liberalization and Growth: New Evidence // *The World Bank Economic Review*. 2008. Vol. 22. No 2. P. 187–231.
68. Ying L. G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective // *The Annals of Regional Science*. 2003. Vol. 37. No 4. P. 613–628.
69. Yu D., Wei Y. D. Spatial Data Analysis of Regional Development in Greater Beijing, China, in a GIS Environment // *Papers in Regional Science*. 2008. Vol. 87. No 1. P. 97–117.
70. Zhang W., Xu W., Wang X. Regional Convergence Clubs in China: Identification and Conditioning Factors // *The Annals of Regional Science*. 2019. Vol. 62. No 2. P. 327–350.

Elizat KAMALOVA. National Research University Higher School of Economics (11, Pokrovskiy b-r, Moscow, 109028, Russian Federation).
E-mail: elisakamalova@gmail.com

Spatial Econometric Modeling of Economic Growth in Russian Regions: Do Institutions Matter?

Abstract

As a rule, regions of the same country do not develop independently, but influence each other. When modeling the economic growth of regions, it is necessary to take into account such mutual influence, since, for example, with the growth of one of the regions, neighboring regions can grow as well (i.e. there is cooperation) or, conversely, slow down their growth (due to competition), or not react in any way. Omission of the corresponding variables (spatial factors) can lead to a bias in the estimates of the model parameters. As a rule, spatial econometric models are used to take into account the relevant spatial factors. These models differ from classical regression models by the presence of spatial lags of the dependent and independent variables. The coefficients for these spatial lags are usually assumed to be constant. Thus, the degree of influence of neighboring regions on the chosen one does not depend on the characteristics of this region, which seems to the authors to be an excessively strong assumption in models for heterogeneous countries, such as Russia. The authors weakened this assumption by replacing constant coefficients of spatial lags with linear functions characterizing the quality of institutions and the degree of business activity in the region under consideration. The level of entrepreneurial activity in the region, the index of the region's provision with banking services, and the investment potential of the region were chosen as such variables. The number of estimated parameters increased insignificantly, but with the help of the modified model the authors were able to test and empirically confirm the hypothesis that the higher the quality of the institutional environment and the degree of business activity of a given region, the more sensitive it is to the influences of neighboring regions.

Keywords: economic growth, spatial effects, business activity, spatial Durbin model, investment potential, banking service.

JEL: C31, C33, R1, O43.

References

1. Baranov A. Yu., Malkov E. S., Polishchuk L. I., Rochlitz M., Syunyaev G. R. Izmerenie institutov v rossiyskikh regionakh: metodologiya, istochniki dannykh, analiz [Measuring Institutions in Russian Regions: Methodology, Sources of Data, Analysis]. *Voprosy ekonomiki*, 2015, no. 2, pp. 69-103.
2. Barinova V. A., Zemtsov S. P., Tsareva Yu. V. Predprinimatel'stvo i instituty: est' li svyaz' na regional'nom urovne v Rossii [Entrepreneurship and Institutions: Does the Relationship Exist at the Regional Level in Russia?]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 6, pp. 92-116.
3. Demidova O. A. Prostranstvenno-avtoregressionnaya model' dlya dvukh grupp vzaimosvyazannykh regionov (na primere vostochnoy i zapadnoy chasti Rossii) [Spatial-Autoregressive Model for Two Groups of Interconnected Regions (On the Example of the Eastern and Western Parts of Russia)]. *Prikladnaya Ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2014, vol. 34, no. 2, pp.19-35.
4. Demidova O. A., Ivanov D. S. Modeli ekonomicheskogo rosta s neodnorodnymi prostanstvennymi effektami (na primere rossiyskikh regionov) [Models of Economic Growth with Heterogeneous Spatial Effects (on the Example of Russian Regions)].

- with Heterogeneous Spatial Effects: The Case of Russian Regions]. *Ekonomicheskiy zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2016, vol. 20, no. 1, pp. 52-75.
5. Zemtsov S. P. Instituty, predprinimatel'stvo i regional'noe razvitie v Rossii [Institutions, Entrepreneurship, and Regional Development in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2020, no. 2(46), pp.168-180.
 6. Zemtsov S. P., Smelov Yu. A. Faktory regional'nogo razvitiya v Rossii: geografiya, chelovecheskiy kapital ili politika regionov [Factors of Regional Development in Russia: Geography, Human Capital and Regional Policies]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, no. 4(40), pp. 84-108.
 7. Ivanova V. I. Regional'naya konvergentsiya dokhodov naseleniya: prostranstvennyy analiz [Regional Convergence of Income: Spatial Analysis]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 2014, no. 4, pp. 100-119.
 8. Isaev A. G. Transportnaya infrastruktura i ekonomicheskiy rost: prostranstvennye efekty [Transport Infrastructure and Economic Growth: Spatial Effects]. *Prostranstvennaya Ekonomika [Spatial Economics]*, 2015, no. 3, pp. 57-81.
 9. Kolomak E. A. Prostranstvennye eksternalii kak resurs ekonomicheskogo rosta [Spatial Externalities as a Resource of Economic Growth]. *Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology]*, 2010, no. 4, pp. 73-87.
 10. Lugovoy O., Dashkeev V., Mazaev I., Fomchenko D., Polyakov E., Hecht A. *Ekonomiko-geograficheskie i institutsional'nye aspekty ekonomicheskogo rosta v regionakh [Analysis of Economic Growth in Regions: Geographical and Institutional Aspect]*. Moscow, IET, 2007.
 11. Semeko G. V. Obrazovanie kak faktor ekonomicheskogo rosta [Education as a Factor of Economic Growth]. *Ekonomicheskie i sotsial'nye problemy Rossii [Economic and Social Problems of Russia]*, 2010, no. 2, pp.106-141.
 12. Shcherbanin Yu. A. Transport i ekonomicheskiy rost: vzaimosvyaz' i vliyanie [Transport and Economic Growth: Relationship and Influence]. *Evraziyskaya ekonomicheskaya integratsiya [Journal of Eurasian Economic Integration]*, 2011, no. 3(12), pp. 65-77.
 13. Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 2001, vol. 91, no. 5, pp. 1369-1401.
 14. Ahmad M., Hall S. G. Economic Growth and Convergence: Do Institutional Proximity and Spillovers Matter? *Journal of Policy Modeling*, 2017, vol. 39, no. 6, pp. 1065-1085.
 15. Aidis R., Estrin S., Mickiewicz T. Institutions and Entrepreneurship Development in Russia: A Comparative Perspective. *Journal of Business Venturing*, 2008, vol. 23, no. 6, pp. 656-672.
 16. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Amsterdam, Springer, 1988.
 17. Arbia G., Basile R., Salvatore M. Regional Convergence in Italy 1951-1999: A Spatial Econometric Perspective. *ISAE Working Papers*, no. 29, 2002.
 18. Arbia G., Battisti M., Di Vaio G. Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions. *Economic Modelling*, 2010, vol. 27, no. 1, pp. 12-21.
 19. Arbia G., Piras G. Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. *ISAE Working Papers*, no. 51, 2005.
 20. Arellano M., Bond, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 1991, vol. 58, no. 2, pp. 277-297.
 21. Armstrong H. W. Convergence Among Regions of the European Union, 1950-1990. *Papers in Regional Science*, 1995, vol. 74, no. 2, pp. 143-152.
 22. Arrow K. J. The Economic Implications of Learning by Doing. In: Hahn F. H. (ed.). *Readings in the Theory of Growth*. L., Palgrave Macmillan, 1971, pp. 131-149.
 23. Barro R. J., Sala-i-Martin X. Convergence. *Journal of Political Economy*, 1992, vol. 100, no. 2, pp. 223-251.
 24. Baumol W. J. *Entrepreneurship, Management, and the Structure of Payoffs*. Cambridge, MA, MIT Press, 1993.

25. Baumol W. J. Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive. *Journal of Business Venturing*, 1996, vol. 11, no. 1, pp. 3-22.
26. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980-1995. In: Fingleton B. (ed.). *European Regional Growth*. Berlin, Heidelberg, Springer, 2003, pp. 131-158.
27. Béland L.-P., Tiagi R. *Economic Freedom and the "Resource Curse": An Empirical Analysis*. Vancouver, Fraser Institute, 2009.
28. Boschini A. D., Pettersson J., Roine J. Resource Curse or Not: A Question of Appropriability. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2007, vol. 109, no. 3, pp. 593-617.
29. Bosker M., Garretsen H. Economic Development and the Geography of Institutions. *Journal of Economic Geography*, 2009, vol. 9, no. 3, pp. 295-328.
30. Buccellato T. Convergence Across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. *UCL School of Slavonic and East European Studies Economics and Business Working Paper Series*, no. 72, 2007.
31. Chenery H. B., Taylor L. Development Patterns: Among Countries and over Time. *The Review of Economics and Statistics*, 1968, vol. 50, no. 4, pp. 391-416.
32. Dall'erba S., Le Gallo J. Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis. *Papers in Regional Science*, 2008, vol. 87, no. 2, pp. 219-244.
33. Dissart J. C. Regional Economic Diversity and Regional Economic Stability: Research Results and Agenda. *International Regional Science Review*, 2003, vol. 26, no. 4, pp. 423-446.
34. Elhorst J. P. *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Heidelberg, Springer, 2014.
35. Essletzbichler J. Diversity, Stability and Regional Growth in the United States, 1975-2002. In: Frenken K. (ed.). *Applied Evolutionary Economics and Economic Geography*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing, 2007, ch. 10.
36. Fiaschi D., Gianmoena L., Parenti A. Spatial Club Dynamics in European Regions. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, vol. 72(C), pp. 115-130.
37. Fingleton B., López-Bazo E. Empirical Growth Models with Spatial Effects. *Papers in Regional Science*, 2006, vol. 85, no. 2, pp. 177-198.
38. Fischer M. M., LeSage J. P. A Bayesian Space-Time Approach to Identifying and Interpreting Regional Convergence Clubs in Europe. *Papers in Regional Science*, 2015, vol. 94, no. 4, pp. 677-702.
39. Friedmann J. Four Theses in the Study of China's Urbanization. *International Journal of Urban and Regional Research*, 2006, vol. 30, no. 2, pp. 440-451.
40. Guriev S., Vakulenko E. Convergence Between Russian Regions. *Center for Economic and Financial Research Working Paper*, no. w0180, 2012.
41. Harrison A. Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. *NBER Working Papers*, no. 5221, 1995.
42. Henderson V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question. *Journal of Economic Growth*, 2003, vol. 8, no. 1, pp. 47-71.
43. Jacobs J. *The Economy of Cities*. N. Y., NY, Random House, 1969.
44. Kholodilin K. A., Oshchepkov A., Siliverstovs B. The Russian Regional Convergence Process. *Eastern European Economics*, 2012, vol. 50, no. 3, pp. 5-26.
45. Koroglu M., Sun Y. Functional-Coefficient Spatial Durbin Models with Nonparametric Spatial Weights: An Application to Economic Growth. *Econometrics*, 2016, vol. 4, no. 1, pp. 1-16.
46. Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, 1980, vol. 70, no. 5, pp. 950-959.
47. Ledyeva S., Linden M. Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions. *European Journal of Comparative Economics*, 2008, vol. 5, no. 1, pp. 87-105.
48. Le Gallo J., Ertur C. Heterogeneous Reaction Versus Interaction in Spatial Econometric Regional Growth and Convergence Models. In: Capello R., Nijkamp P. (eds.). *Handbook of*

- Regional Growth and Development Theories*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing, 2019, ch. 22.
49. Leong W., Mohaddes K. Institutions and the Volatility Curse. *Cambridge Working Papers in Economics*, no. 1145, 2011.
 50. LeSage J. P., Fischer M. M. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 2008, vol. 3, no. 3, pp. 275-304.
 51. López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J. Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union. *The Annals of Regional Science*, 1999, vol. 33, no. 3, pp. 343-370.
 52. Lutz W., Samir K. C. Global Human Capital: Integrating Education and Population. *Science*, 2011, vol. 333, no. 6042, pp. 587-592.
 53. Maddison A. *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-Run Comparative View*. Oxford, Oxford University Press, 1991.
 54. Niebuhr A. Convergence and the Effects of Spatial Interaction. Hamburg Institute of International Economics, *HWWA Discussion Papers*, no. 110, 2001.
 55. North D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
 56. Piribauer P. Heterogeneity in Spatial Growth Clusters. *Empirical Economics*, 2016, vol. 51, no. 2, pp. 659-680.
 57. Qureshi M. S. Africa's Oil Abundance and External Competitiveness: Do Institutions Matter? *International Monetary Fund Working Papers*, no. 08/172, 2008.
 58. Rey S., Montouri B. US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies*, 1999, vol. 33, no. 2, pp. 143-156.
 59. Ricardo D. *Principles of Political Economy and Taxation*. L., G. Bell and Sons, 1891.
 60. Rodríguez-Pose A. Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-Economic Change in Western Europe. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie [Journal of Economic and Human Geography]*, 1999, vol. 90, no. 4, pp. 365-378.
 61. Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. *Journal of Economic Growth*, 2004, vol. 9, no. 2, pp. 131-165.
 62. Romer P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 1986, vol. 94, no. 5, pp. 1002-1037.
 63. Romer P. M. The Origins of Endogenous Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 1994, vol. 8, no. 1, pp. 3-22.
 64. Shediak R., Abouchakra R., Moujaes C., Najjar M. R. *Economic Diversification. The Road to Sustainable Development*. Abu Dhabi, Booz & Company, 2008.
 65. Tian L., Wang H. H., Chen Y. Spatial Externalities in China Regional Economic Growth. *China Economic Review*, 2010, vol. 21, pp. S20-S31.
 66. Thornton P. H., Ribeiro-Soriano D., Urbano D. Socio-Cultural Factors and Entrepreneurial Activity: An Overview. *International Small Business Journal*, 2011, vol. 29, no. 2, pp. 105-118.
 67. Wacziarg R., Welch K. H. Trade Liberalization and Growth: New Evidence. *The World Bank Economic Review*, 2008, vol. 22, no. 2, pp. 187-231.
 68. Ying L. G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective. *The Annals of Regional Science*, 2003, vol. 37, no. 4, pp. 613-628.
 69. Yu D., Wei Y. D. Spatial Data Analysis of Regional Development in Greater Beijing, China, in a GIS Environment. *Papers in Regional Science*, 2008, vol. 87, no. 1, pp. 97-117.
 70. Zhang W., Xu W., Wang X. Regional Convergence Clubs in China: Identification and Conditioning Factors. *The Annals of Regional Science*, 2019, vol. 62, no. 2, pp. 327-350.

Рынок труда

Динамика теневой занятости российского населения

Андрей ПОКИДА, Наталья ЗЫБУНОВСКАЯ

Андрей Николаевич Покида —
кандидат социологических наук,
директор Научно-исследовательского центра
социально-политического мониторинга
Института общественных наук, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: pokida@ranepa.ru

Наталья Владимировна Зыбуновская —
научный сотрудник
Научно-исследовательского центра
социально-политического мониторинга
Института общественных наук, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: nzyb@ranepa.ru

Аннотация

Статья посвящена проблемам современного рынка труда, связанным с широким распространением теневой занятости и лояльным отношением населения к различным проявлениям теневой экономики. Проблема теневой занятости состоит не только в том, что государство недополучает существенную часть средств в результате сокрытия доходов от налогообложения. Современная сложная экономическая ситуация, вызванная пандемией, показала, что занятые в теневой экономике оказались в наиболее уязвимом положении, так как многие из них не только лишились возможности получения дохода, но и не могли претендовать на меры социальной поддержки, которые принимало государство для работающих в официальном секторе экономики. В статье рассматривается динамика вовлеченности занятых граждан в некриминальные теневые процессы, их отношение к различным проявлениям неофициальной экономики, причины некриминальной теневой занятости, а также отношение населения к действиям государства по сокращению неформальной занятости, в том числе к введению нового налогового режима «Налог на профессиональный доход» для физических лиц. Используются результаты общероссийского социологического опроса занятого населения, проведенного в 2020 году. Отмечается сокращение числа граждан, вовлеченных в теневые процессы на рынке труда. Это может быть связано как с результатом деятельности органов государственного регулирования по стимулированию выхода из тени самозанятых граждан, так и с тем, что пандемия сильно ограничила для работников возможность вести теневую деятельность, а для потребителей — получать создаваемые в тени товары и услуги. Выявлено, что в качестве мер, способствующих сокращению неофициальной занятости, россияне предпочитают действия стимулирующего характера, а не ограничения или штрафные санкции. На основе эмпирических результатов мониторинга теневого рынка труда предложены направления деятельности по стимулированию участия граждан в официальной занятости.

Ключевые слова: теневая экономика, неофициальная занятость, рынок труда, самозанятость, потребители товаров и услуг, социальные гарантии.

JEL: J21, J33, J46, J48.

Введение

Проблема теневой экономики актуальна для всего мира, с ней сталкиваются любые государства, независимо от уровня их экономического развития и политической системы, хотя и в разной степени. Ущерб, причиняемый теневой экономикой, связан с налоговыми потерями, ростом экономической преступности, криминализацией общества, деградацией трудовых ресурсов, снижением социальной защищенности работников и т. д., поэтому поиск возможных мер и направлений по противодействию теневой экономике является важной задачей государственного управления.

В Указе Президента Российской Федерации от 13.05.2017 № 208 «О Стратегии экономической безопасности Российской Федерации на период до 2030 года» сохранение значительной доли теневой экономики, высокий уровень криминализации и коррупции в экономике названы в числе основных вызовов и угроз экономической безопасности страны¹. В связи с этим одной из задач развития системы государственного управления, прогнозирования и стратегического планирования в сфере экономики является «борьба с нецелевым использованием и хищением государственных средств, коррупцией, теневой и криминальной экономикой»².

Хотя борьба с негативными проявлениями теневой экономики необходима, следует учитывать, что полностью искоренить теневые процессы вряд ли возможно, так как причины включенности в них граждан весьма многочисленны и связаны с действием долгосрочных факторов [Суслина, Леухин, 2016]. Речь, скорее, должна идти о сокращении теневой экономики и снижении причиняемого ущерба.

В отечественной и зарубежной научной литературе проблемам теневой экономики посвящены многочисленные исследования. В ряде работ сделаны попытки оценить масштабы теневой экономики с использованием различных методов ее измерения, в частности прямых (микрометодов) и косвенных (макрометодов) [Путниньш, Саука, 2020]³. Особый интерес к совершенствованию методов измерений и оценке масштабов теневой экономики проявляют авторы работ [Аброскин, Аброскина, 2018; Medina, Schneider, 2018; Schneider et al., 2010].

¹ Указ Президента Российской Федерации от 13.05.2017 № 208 «О Стратегии экономической безопасности Российской Федерации на период до 2030 года». <http://kremlin.ru/acts/bank/41921>.

² Там же.

³ См. также <https://www.accaglobal.com/in/en/technical-activities/technical-resources-search/2017/june/emerging-from-the-shadows-the-shadow-economy-to-2025.html>.

При изучении теневой экономики применяются наряду с прочими социологические методы, а именно выборочные экспертные опросы, глубинные интервью, наблюдения и т. д. [Бурдяк и др., 2015; В тени регулирования..., 2014; Воловская и др., 2017; Чернышова, 2016]. Преимуществом таких методов является возможность детального изучения структуры теневой экономики и состава ее участников, а также факторов формирования. Социологические исследования незаменимы в выявлении роли человеческого фактора, влияющего на теневую экономику. Данные количественных и качественных исследований позволяют оценить социально-психологические установки ее участников, характеризуют нормы правового и экономического сознания, ценностные ориентации, мотивы поведения.

В соответствии с общепринятым подходом «к теневой экономике относится любая нерегистрируемая и не облагаемая налогами экономическая деятельность, включая криминальную, а также не регистрируемую в рамках крупных или средних зарегистрированных предприятий, тогда как неформальный сектор не включает занятых запрещенной деятельностью (контрабанда, производство и распространение наркотиков, проституция и т. п.), а также тех, кто работает без регистрации на крупных и средних предприятиях формального сектора»⁴.

В настоящем исследовании речь идет о некриминальной теневой экономике, иначе говоря, деятельности, которая по своему содержанию (выпускаемой продукции, услугам) является легитимной, общественно одобряемой и общественно полезной, осуществляется без нанесения прямого вреда людям и окружающей среде, но выполняется в обход правовых норм, регулирующих сферу труда. В нее включены как наемные работники, работающие без официального оформления, так и самозанятые — представители предпринимательского сообщества, по разным причинам уклоняющиеся от уплаты налогов. В качестве потребителей продукции теневого рынка труда участвуют обычные граждане, которые своими действиями косвенно оказывают поддержку теневой экономической деятельности. Поэтому при регулировании теневого рынка труда необходимы различные подходы, учитывающие интересы всех его участников. На это, например, обращают внимание [Гимпельсон и др., 2017; Донова, 2017].

Основой получения эмпирической информации о теневых процессах стал социологический опрос занятого населения, представляющего различные социальные и профессиональные группы.

⁴ Гимпельсон В. Неформальный сектор — это не теневая экономика // Демоскоп Weekly. 2003. 31 марта — 13 апреля. № 107–108.

Опрос проведен Научно-исследовательским центром социально-политического мониторинга РАНХиГС. Социологический метод изучения теневой экономики позволяет получить более или менее достоверные сведения о некоторых процессах, оказавшихся за пределами официальных средств информационного доступа и государственного влияния. Ценность такой информации в том, что она позволяет взглянуть на исследуемую проблему с позиций ее непосредственных участников.

Опрос был проведен методом индивидуального формализованного интервью по месту работы или жительства респондентов с 1 по 10 сентября 2020 года. Весьма важно, что в период проведения опроса эпидемиологическая обстановка в стране была относительно благоприятной, было снято большинство ограничений для населения. Это позволило провести социологический опрос методом очного интервью («лицом к лицу») без каких-либо значительных издержек. Непременным условием опроса являлось соблюдение анонимности.

Опрос проводился среди населения Российской Федерации, имевшего постоянную или временную работу, независимо от ее официального оформления. Число респондентов составило 1205 чел. в возрасте от 18 лет.

Исследование охватило 27 субъектов, представлявших все федеральные округа Российской Федерации. Для проведения опроса была применена выборка, репрезентирующая территориальное размещение занятого населения, работников основных видов экономической деятельности, занятых на предприятиях различных форм собственности, соотношение жителей разных типов поселений, социально-демографические и профессиональные группы. Статистическая погрешность данных не превышает 2,8%.

1. Динамика вовлеченности граждан в теневой рынок труда

Оценка масштаба вовлеченности граждан в теневой рынок труда представляет собой информацию о количестве граждан, имеющих личный опыт теневой занятости в течение одного года (месяца). В эту группу входили граждане, работавшие (имевшие доходное занятие) без официального оформления на основной или дополнительной работе, а также получавшие какую-то часть заработной платы «в конверте» при наличии трудового соглашения.

В основе применяемого в исследовании способа оценки вовлеченности граждан в теневой рынок труда лежит предположение, что респондентам, у которых не интересуются размером их дохода, нет смысла дезинформировать интервьюеров о статусе своей

занятости (оформленная/неоформленная). Кроме того, распространенность работы без официального оформления, отсутствие жестких штрафных санкций к рядовым ее участникам позволяют рассчитывать на вполне достоверные и объективные данные. Использование однотипных (трендовых) показателей и индикаторов их измерения позволяет оценивать тенденции развития изучаемого явления.

Согласно полученным результатам исследования 2020 года, в целом на теневом рынке труда с различной интенсивностью в течение года трудится 28% занятого населения (рис. 1). Если же говорить только о тех, кто постоянно связан с теневой деятельностью, то есть как минимум получает неофициальные доходы ежемесячно, то их доля составляет 20,5% занятого населения.

За последние несколько лет наблюдалось постепенное сокращение количества россиян, вовлеченных в теневые процессы на рынке труда. Например, в 2019 году доля граждан, работающих неофициально в течение года, составляла 32,5% (ежемесячно — 24,3%). В 2017 году таких респондентов было 44,8% (ежемесячно — 31,4%). Стоит отметить, что все расчеты производились по одной и той же методике.

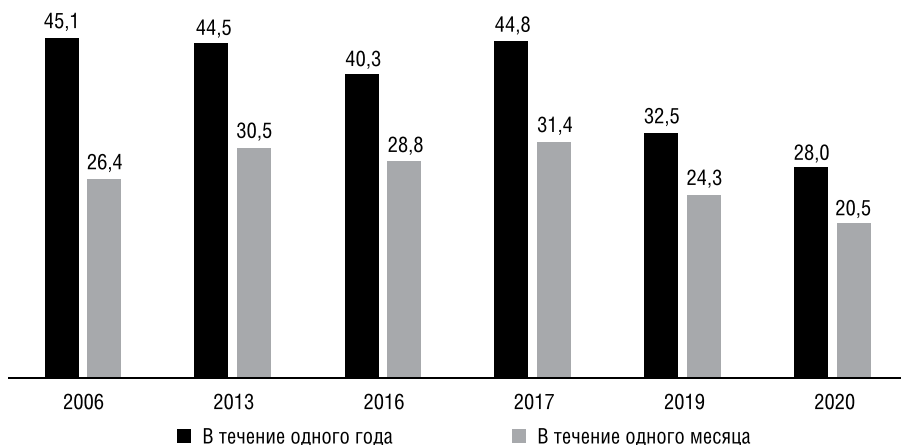


Рис. 1. Доля работников, имевших неофициальную занятость на протяжении разных сроков (% занятого населения)

В исследовании 2019 года показано, что сокращение теневой занятости среди работников произошло прежде всего за счет уменьшения вторичной занятости, связанной со снижением потребительской активности граждан. Согласно результатам последнего обследования, дальнейший спад вовлеченности граждан в теневой рынок труда фиксируется по всем формам включения в него и может быть обусловлен скорее результатом деятельности орга-

нов государственного регулирования по стимулированию выхода из тени самозанятых граждан. Прежде всего здесь необходимо отметить эксперимент по введению налога на профессиональный доход (НПД) для физических лиц. Кроме того, на теневую активность работников оказали влияние различные противоэпидемиологические меры, сильно ограничивающие формы предоставления теневых услуг и работ, а также возможности потребителей по их получению.

Тем не менее в теневые процессы на рынке труда по-прежнему включены миллионы граждан. Почти каждый десятый занятый трудится полностью вне официальной экономики. По результатам исследования 2020 года, доля граждан, имеющих неофициальный доход от основной и единственной занятости, составила 11,3% (рис. 2).

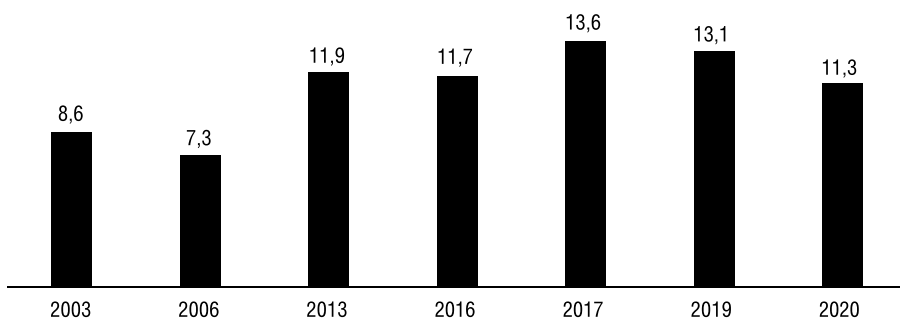


Рис. 2. Доля граждан, работающих неофициально на основной работе (% респондентов)

Результаты опроса показывают, что распространенность неофициальных взаимоотношений больше присуща молодежной группе 18–24 лет — 24,6%. Наибольшая доля занятых в теневой сфере отмечается в группе самозанятых граждан — 47,9%; среди наемных работников таких оказалось 9,8%. Однако, как показывают данные, общая структура теневых работников по категориям основной занятости неоднородна и представляет собой следующие категории: самозанятые — 40,9%, работодатели — 1,9%, наемные работники — 57,2%. Следует отметить, что для занятых по найму работа без оформления — по большей части желание работодателя. Для лиц, занимающихся частной практикой, отсутствие официального оформления чаще связано с их личным решением.

Исследование демонстрирует распространенность дополнительного заработка среди занятого населения. Около трети опрошенных в 2020 году работали дополнительно на основной работе или имели доходное занятие на стороне. За последние несколько

лет, согласно полученным данным, доля подрабатывающих граждан постепенно сокращалась. Если в 2001 году не имели подработок в течение одного года 40,3% опрошенных, в 2012-м таких респондентов было 49,4%, то в 2020-м — 67,2%.

Как правило, дополнительная занятость (подработка) населения редко оформлялась с помощью трудового соглашения (договора) с работодателем (заказчиком) или уполномоченными органами. Если десять — двадцать лет назад дополнительная занятость выступала в какой-то степени драйвером теневых процессов на рынке труда, то в последние годы ситуация меняется: во-первых, объемы подработок у граждан значительно сократились, во-вторых, граждане всё чаще стремятся официально оформить свою дополнительную деятельность. Так, замер в 2020 году показал, что каждый третий опрошенный, имеющий подработку, всегда ее оформлял. В прошлые годы об этом сообщали не более 20% респондентов.

Стоит отметить, что стремление граждан к официальным трудовым отношениям во многом зависит от регулярности подработок: чем реже они имеют место, тем реже работники их декларируют.

Результаты исследования показывают, что наличие официального трудового соглашения (договора) с работодателем (заказчиком) или уполномоченными органами на основной или дополнительной работе не всегда говорит об отсутствии теневых составляющих. Так, 8,3% опрошенных заявили, что постоянно получают заработную плату «в конверте», хотя при этом соблюдены условия официального оформления (в 2019-м — 12,4%, в 2018-м — 12,5%, в 2016-м — 12,3%). Как правило, в эту форму взаимоотношений включены наемные работники. По данным опроса, в среднем доля неофициальных выплат при наличии официального оформления в общем объеме заработной платы в течение прошлого месяца у этой группы составила 34%. Чаще всего таким способом оплаты труда работников пользуются частный сектор и малые предприятия с общим количеством работников до пятнадцати человек. Так, 14,7% работников таких предприятий указали на постоянные выплаты части заработной платы, «минуя кассу».

Аренда недвижимости представляет собой сферу платных услуг, в которой также сосредоточены значительные денежные средства, находящиеся в тени. В ходе опроса было выявлено, что 9% занятого населения в течение последнего месяца оказывало услуги по сдаче в аренду недвижимости (квартир, гаражей, иных помещений). Судя по полученным данным, сдает в аренду квартиры, гаражи или иные помещения чаще население старше

60 лет (13,2%) и граждане с высоким материальным положением (15,3%).

Оформляли договор аренды с нанимателями 54,6% опрошенных арендодателей, в устной форме договаривались 41,7%. Можно предположить, что договор в устной форме не будет афишироваться арендодателями и, соответственно, никаких налоговых отчислений в бюджет не произойдет.

2. Востребованность товаров, услуг или работ теневого рынка труда у потребителей

Результаты исследования показывают, что спрос на продукцию теневого рынка труда является одним из значимых факторов его формирования. Данные мониторинга теневого рынка труда показывали, что за годы исследований каждый второй россиянин в течение одного календарного месяца производил оплату за какие-либо услуги или работы неофициально⁵ (рис. 3).

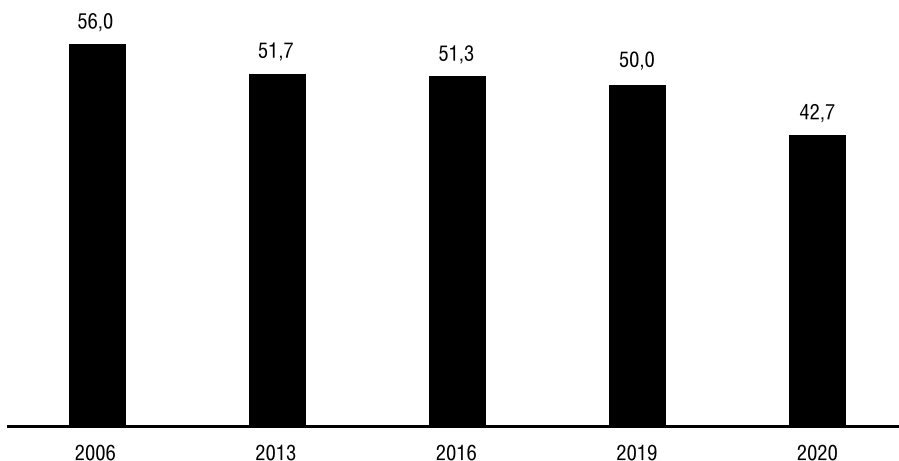


Рис. 3. Доля респондентов, воспользовавшихся услугами или работами неофициально, с оплатой в обход кассы в течение одного календарного месяца (% респондентов)

Отмечаемое уменьшение активности теневого рынка товаров и услуг было незначительно. Однако замеры в сентябре 2020 года показали, что спрос на подобные услуги несколько снизился и фиксируется на уровне 42,7%.

⁵ Оценка производилась по одиннадцати наиболее распространенным услугам (работам), как правило, предоставляемым самозанятыми: ремонт квартиры, сантехники; ремонт бытовой и компьютерной техники; пошив и ремонт одежды, ремонт обуви; уход за детьми или престарелыми; приобретение стройматериалов и строительные работы; медицинские услуги (массаж, лечение и др.); услуги автосервиса; услуги частного извоза; услуги в области образования (репетиторство и др.); услуги по уборке жилых помещений, ведению домашнего хозяйства; сдача в аренду жилья, гаражей, иных помещений.

Вместе с тем при сохранении общего числа потребителей теневого рынка товаров и услуг в течение последнего десятилетия снижалась интенсивность их потребления. Например, если в 2006 году граждане оплачивали «из рук в руки» условно 2,2 услуги или работы в течение календарного месяца, то в 2013-м — уже 1,9, в 2016-м — 1,7, а в 2019-м — 1,6. Опрос 2020 года показал, что при общем снижении количества граждан, пользующихся услугами или работами теневого рынка труда, интенсивность их потребления несколько возросла — до 1,8 услуги. Вполне возможно, такая ситуация связана с реализацией отложенного спроса на эти услуги у части граждан, наименее пострадавших от последствий экономического кризиса, спровоцированного пандемией.

По данным мониторинга, общие расходы домохозяйств на оплату только одиннадцати выделенных услуг или работ, предоставляемых, как правило, самозанятыми гражданами неофициально, в 2020 году составили 4,1 трлн руб. в год (в 2019-м — 3,5 трлн руб., в 2017-м — 4,1 трлн руб., в 2013-м — 5 трлн руб.).

Таким образом, можно говорить, что спрос на потребительские услуги в теневом секторе несколько уменьшился, и причина этого — эпидемиологическая ситуация, усложняющая способы предоставления услуг, общее снижение покупательской способности граждан, а также ограничение теневой деятельности со стороны государства.

Участие значительного количества граждан в качестве работников теневого рынка труда или потребителей их продукции сопровождается лояльным отношением населения к теневым процессам. Например, по данным опроса 2020 года, 59,9% граждан положительно относятся к выполнению строительных, ремонтных, репетиторских и других работ и услуг за неофициальную оплату, «мимо кассы» (в 2019-м — 72,9%). Кроме того, целенаправленное уклонение от налоговых выплат, как правило, не подвергается общественному осуждению и не воспринимается как правонарушение: 55,5% опрошенных считают допустимым, когда люди, занимающиеся индивидуальной трудовой деятельностью (самозанятые), полностью или частично уклоняются от уплаты налогов (в 2019-м — 57%).

Такое доброжелательное отношение к теневой занятости и выплатам «из рук в руки» показывает значимость для граждан теневого рынка товаров и услуг в обеспечении их потребностей. Безусловно, это благоприятствует распространению теневой экономики, хотя в целом динамика оценок населения позволяет говорить о некотором ухудшении отношения к теневым процессам.

Возможно, пандемия и ее социально-экономические последствия оказали некоторое влияние на оценки респондентов. Кризис обострил значимость гарантий занятости для россиян, показав, что в наиболее уязвимом положении оказываются граждане, работающие в тени. Они не только потеряли возможность работать и получать доход в период ограничений и самоизоляции, но и не могли претендовать на те меры социальной поддержки, которые принимало государство по отношению к работающим в официальном секторе экономики. Так, по данным опроса, экономический кризис, вызванный пандемией, негативно отразился на жизни большинства занятого населения, однако в наибольшей степени в материальном плане пострадали именно граждане, работающие в теневой экономике: среди них на ухудшение материального положения пожаловались 58,3%.

3. Основные причины неофициальной занятости россиян

Причины, оказывающие влияние на развитие теневой экономики в целом и теневого рынка труда в частности, весьма разнообразны. Многие специалисты обуславливают включенность граждан в теневые процессы противоречивой природой человека, стремлением получить больше при меньших усилиях, рационализмом, экономическими проблемами, несовершенством законодательства, низким авторитетом государственной власти у населения и другими причинами [Денисевич, Султанова, 2018; Суслина, Леухин, 2016]⁶.

Результаты исследования показывают, что в основном граждане вынуждены прибегать к теневой занятости из-за отсутствия (недостатка) рабочих мест с достойной оплатой на официальном рынке труда. Об этом заявили 58,7% опрошенных, занятых неофициально (рис. 4). Причем, что интересно, работники, включенные в официальные трудовые отношения по месту основной занятости, но получающие какую-то часть заработной платы «в конверте» или же имеющие дополнительную неоформленную занятость, немного чаще отмечают эту причину.

Респонденты обращают внимание и на различные обстоятельства, связанные с компенсацией неудобств официальной занятости, в частности на наличие свободного, гибкого графика работы при неофициальной занятости указали 29,6%. При этом для самозанятых граждан, работающих неофициально, такая причина включенности в теневую экономику оказывается несколько важнее. Для 27,5% весьма значимым фактором работы в тени является возмож-

⁶ Также см. *Кормишкина Л. А., Лизина О. М. Теневая экономика (институциональный подход): учебное пособие для вузов.* Саранск: Изд-во Мордовского ун-та, 2009.

ность избежать бюрократических издержек и процедур, еще 26,3% считают, что при наличии ограничений по возрасту или здоровью без официального оформления найти работу несколько проще.



Примечание. Вопрос был сформулирован следующим образом: «Как Вы думаете, почему люди работают (имеют доходное занятие) без официального оформления?»

Рис. 4. Основные причины неофициальной занятости
(% занятых в некриминальной теневой экономике)

Вместе с тем значимая часть «теневиков» извлекает для себя определенные преимущества из неофициальной занятости, связанные с незаконным уклонением от различных удержаний с заработной платы. Так, о возможности увеличить доходы путем уклонения от налогов в случае неоформленной занятости сообщают 29,6% работающих неофициально; 14,2% используют теневую занятость как возможность уклонения от взысканий по исполнительным документам, алиментов, уплаты кредитов и др.; еще 11,3% неофициальная занятость позволяет скрыть или занижить доходы для получения социальных льгот и выплат, на которые при наличии официальных доходов граждан законных прав не имеет.

4. Инструменты, способствующие вовлечению граждан в официальную занятость

На мотивацию к работе в официальной экономике оказывает влияние совокупность различных факторов. Это может быть

обеспечение различными социальными гарантиями и льготами, налоговая политика, информационная и юридическая поддержка, а также иные меры как стимулирующего, так и репрессивного характера.

Результаты опроса показывают, что в качестве мер, способствующих сокращению неофициальной занятости, россияне предпочитают действия стимулирующего характера, а не ограничения или штрафные санкции.

Согласно полученным данным, большая часть респондентов, занятых неофициально (63,2%), считают, что снижению масштабов теневой экономики может способствовать уменьшение величины налоговых выплат (рис. 5), причем такая уверенность чаще фиксируется у самозанятых граждан.

Среди наиболее важных элементов, влияющих на теневую занятость, можно выделить проблемы социального неравенства и обеспечения социальными гарантиями. Так, каждый третий неофициально занятый уверен, что к сокращению теневого сектора приведет снижение социального неравенства, в том числе неравенства перед законом. Каждый четвертый указал на значимость повышения роли социальных гарантий и социальной защищенности работников в официальной экономике.

Что касается значимости социальных гарантий, такую позицию разделяют немало специалистов, занимающихся вопросами изучения неустойчивой занятости [Бобков и др., 2018]. По их мнению, начинать сокращение теневой экономики и теневых доходов следует именно с официальной экономики: «В качестве цели надо ставить снижение неустойчивой занятости и рост индикаторов достойного труда. Невозможно вывести занятость из тени как массовое явление, если начинать решать эту задачу с неформальной экономики» [Бобков, 2019. С. 100].

По данным опроса 2020 года, значительное количество неофициально занятых респондентов полагают, что улучшение налогового администрирования, в частности упрощение процедур по оплате налогов и пошлин (25,1%) и повышение качества сервиса налоговых органов за счет расширения информационных технологий и новых форм взаимодействия с налогоплательщиками (18,2%), способствует более активному выполнению работниками своих обязанностей по оплате необходимых налогов и сборов.

Население слабо поддерживает меры репрессивного характера как инструмент сокращения неофициальной занятости. Только 12,6% говорят о необходимости повышения эффективности системы контроля и выявления нарушений трудового законодательства со стороны работодателей, еще 12,6% — о повышении штрафных санкций (усилении ответственности), 4,9% — об усилении контро-



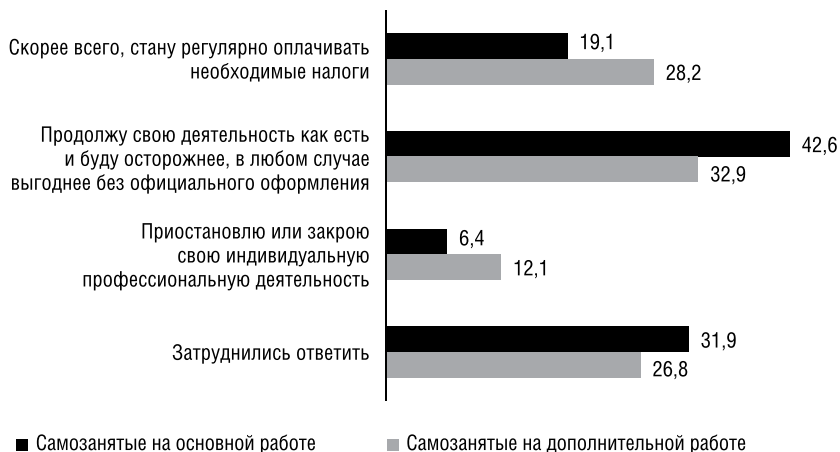
Примечание. Вопрос был сформулирован следующим образом: «Какие меры (действия), по Вашему мнению, могли бы в большей степени способствовать сокращению неофициальной занятости и обеспечить добросовестное выполнение работниками (работодателями) своих обязанностей по оплате необходимых налогов?»

Рис. 5. Основные меры (действия), способствующие сокращению неофициальной занятости (% респондентов)

ля доходов и расходов граждан. Работники теневой экономики, как и следовало ожидать, относятся к репрессивным мерам негативно, однако среди занятых официально эти меры также не находят поддержки. Это говорит о том, что, с одной стороны, меры, связанные с усилением контроля доходов граждан, ответственности за нарушения, не разделяются значимой частью общества и считаются неэффективными. С другой — востребованность теневого рынка услуг, работ у потребителей обуславливает их лояльное отношение к функционированию теневого рынка труда и выбор способов по его ограничению.

С точки зрения управленческих и политических решений вызывает интерес, какой линии поведения будут придерживаться

граждане, получающие полностью или частично неофициальные доходы, в случае штрафа от налоговой службы за такую деятельность (рис. 6). В подобной ситуации, согласно данным опроса, только 19,1% самозанятых, работающих неофициально, станут регулярно оплачивать необходимые налоги. Среди самозанятых на неоформленной дополнительной работе таких респондентов оказалось несколько больше — 28,2%. Вполне возможно, такое поведение может быть обусловлено нежеланием компрометировать себя по основному месту занятости.



Примечание. Вопрос был сформулирован следующим образом: «Предположим, что Вы получаете полностью или частично неофициальные доходы. Что бы Вы сделали в случае получения штрафа от налоговой службы за такую деятельность?»

Рис. 6. Действия самозанятых, работающих неофициально, в случае применения штрафных санкций (% респондентов)

Доля респондентов, ответивших, что они продолжают свою деятельность как есть и будут осторожнее с выбором заказчиков, так как для них в любом случае выгодней работать без официального оформления или частично не платить налоги, составляет 42,6% среди самозанятых на основной работе и 32,9% — на дополнительной. О приостановлении или закрытии индивидуальной профессиональной деятельности в такой ситуации заявили 6,4 и 12,1% граждан, занимающихся индивидуальной профессиональной деятельностью в качестве основной и дополнительной работы соответственно.

Таким образом, опрос показывает, что при усилении контрольных мероприятий и получении реальных штрафов только около четверти граждан, занимающихся индивидуальной деятельностью, станут оплачивать необходимые налоги. При этом для самозанятых на дополнительной работе штрафные санкции являются

более весомым аргументом. В наибольшей степени установка на продолжение неофициальной деятельности свойственна самозанятым, для которых такая деятельность выступает основным и единственным источником дохода.

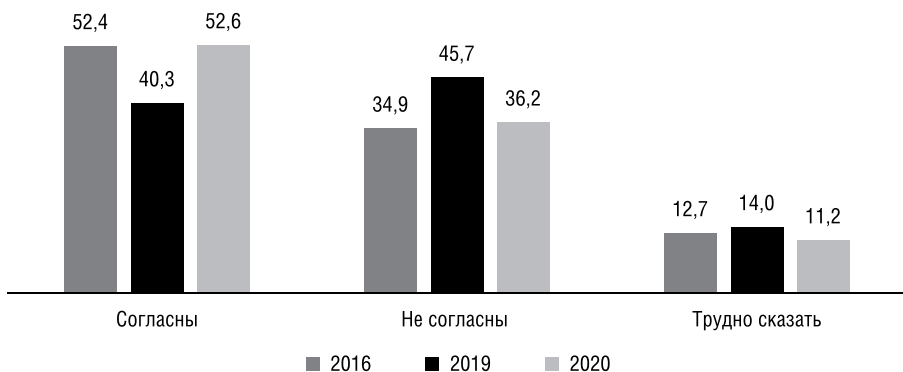
Можно предположить, что упор на меры репрессивного характера при легализации деятельности самозанятых, скорее всего, подтолкнет их к более скрытному поведению. Как отмечают эксперты, принудительный вывод из тени может иметь неблагоприятные последствия, а именно падение реальных располагаемых доходов населения и торможение экономического роста⁷. Излишняя жесткость в этой области способна создать дополнительные стимулы для ухода в тень.

Мнение о контрпродуктивности избыточной формализации отношений занятости высказывают авторы доклада «Российский рынок труда: тенденции, институты, структурные изменения»: «...насильственная формализация привела бы к сокращению заработков в формальном секторе, росту безработицы и экономической неактивности. Итогом стало бы снижение уровня занятости в экономике и благосостояния всего населения, а также сокращение налоговых поступлений» [Гимпельсон и др., 2017. С. 78].

Показательно, что «белая» заработная плата не настолько привлекательна для граждан, чтобы стимулировать переход в официальный сектор занятости. Например, по данным опроса 2020 года, согласие с тем, что «белая» заработная плата гарантирует достойную пенсию, выразила только половина опрошенных (рис. 7). Чаще всего это утверждение поддерживают представители старших возрастных групп, люди с более высоким уровнем материального положения, работники бюджетной сферы и предприятий с государственным участием. Наименьшая поддержка высказывания фиксируется среди самозанятых — 35,6%.

Обращает на себя внимание тот факт, что в 2019 году оценки были более критическими — вероятно, в связи с негативным восприятием повышения пенсионного возраста. В настоящее время происходит восстановление ценности «белой» зарплаты, гарантирующей достойную пенсию. При этом изменения в оценках занятого населения отчасти могут быть связаны с увеличившимся стремлением граждан трудиться в официальной экономике. В немалой степени этому способствовал кризис, вызванный пандемией.

⁷ Гальчева А., Старостина Ю., Ткачев И. Эксперты предупредили о негативных эффектах вывода экономики из тени. Принудительное «обеление» может негативно сказаться на росте экономики // РБК. 2019. 24 сентября. <https://www.rbc.ru/economics/24/09/2019/5d81ec209a7947a916d86aad>.



Примечание. Вопрос формулировался следующим образом: «Согласны ли Вы с высказыванием: официальная “белая” заработная плата — это гарантия достойной пенсии?»

Рис. 7. Изменение отношения к высказыванию «Официальная “белая” заработная плата — это гарантия достойной пенсии» (% респондентов)

В рамках исследования респондентов попросили дать оценку некоторым суждениям, раскрывающим ценностное отношение россиян к социальным гарантиям.

Суждения предполагали выбор предпочтительного уровня социальных гарантий (пенсионного, социального обеспечения и др.) в зависимости от величины налоговых выплат. Судя по полученным данным, мнения опрошенных разделились. Достойный уровень социальных гарантий и относительно высокую налоговую нагрузку в случае, если бы у них был выбор, предпочли 42,3% респондентов. На минимальный набор социальных гарантий при небольшой налоговой нагрузке настроены 35,5% респондентов.

Результаты указывают на преимущественную готовность граждан с более высоким материальным положением и работников с официальной занятостью к более высокой налоговой нагрузке в обмен на достойный уровень социальных гарантий. Респонденты с подобной позицией, как показывают данные, несколько выше ценят официальную «белую» заработную плату как гарантию достойной пенсии.

Положение о минимальном наборе социальных гарантий (пенсионного, социального обеспечения и др.) при небольшой налоговой нагрузке больше разделяют занятые неофициально (в том числе самозанятые) и лица, занимающиеся предпринимательской деятельностью. В стремлении к безбедной старости эта группа больше ориентирована на собственные силы, а не на помощь государства.

Можно предположить, что значительное количество самозанятых не претендуют на комплекс мер социальной поддержки; главное условие труда для них — минимальная налоговая нагрузка. Это позволяет говорить, что меры по легализации самозанятых, предусмо-

тренные условиями эксперимента по введению нового налогового режима НПД для физических лиц, вполне оправданы.

5. Оценка эффективности подходов государственного регулирования теневого рынка труда («закон о самозанятых»)

Органами государственной власти проводится активная политика по минимизации теневой занятости на рынке труда. Одно из основных направлений легализации этого рынка нашло отражение в эксперименте по введению налога на профессиональный доход физических лиц — так называемом специальном налоговом режиме для самозанятых. Он стартовал с января 2019 года в четырех регионах, а в 2020-м охватил все субъекты Российской Федерации⁸. Эксперимент предусматривает совокупность мер по привлечению работников, занятых на теневом рынке труда, в официальную экономику.

Результаты социологического опроса демонстрируют повышение информированности опрошенных о новом специальном налоговом режиме для физических лиц — законе о самозанятых. Если в мае 2019 года о нем в целом определенно знали 34,7% опрошенных, то в сентябре 2020-го уже 47,3% были информированы о НПД. Остальные респонденты либо что-то слышали об эксперименте, либо ничего о нем не знали. Среди самозанятых уровень информированности об этом эксперименте составляет на сегодня 65,6%, что является неплохим показателем.

Исследование продемонстрировало неравномерную по субъектам РФ информированность населения об эксперименте. Например, в субъектах, где эксперимент осуществляется с 1 января 2019 года (город Москва, Московская, Калужская области, Республика Татарстан), доля информированных об этом законе в течение одного года выросла с 67,2 до 83,4%. В субъектах, присоединившихся к эксперименту с 1 января 2020 года и позже, уровень информированности не меняется по сравнению с данными опроса 2019 года и составляет около 40%. Несомненно, сложная эпидемиологическая обстановка во всех регионах страны осложняет процесс продвижения эксперимента среди занятого населения. Однако в условиях экономического кризиса, вызванного пандемией, новый специальный налоговый режим мог бы в какой-то степени активизировать рынок труда путем привлечения граждан, испытывающих трудности с трудоустройством, а также легализации работников, занимающихся профессиональной дея-

⁸ <https://npd.nalog.ru/>.

Т а б л и ц а 1

**Динамика привлекательности налогового режима «Налог на профессиональный доход»
среди граждан, занятых частной практикой (% респондентов)**

	Статус занятости опрошенных			
	граждане, занятые частной практикой на основной работе		граждане, занятые частной практикой на дополнительной работе	
	2019	2020	2019	2020
Да, уже воспользовался (перешел)	2,7	16,8	0,7	9,8
Да, однозначно планирую (хочу) воспользоваться (перейти) в ближайшее время	14,7	13,0	7,3	9,7
Скорее всего, воспользовался бы этим режимом	15,6	16,5	11,3	16,9
Пока нет, посмотрю, как будут развиваться события	29,4	22,3	29,8	25,5
Нет, точно не собираюсь переходить на этот налоговый режим, так как не верю, что это будет мне во благо	18,3	21,5	19,9	18,2
Затруднились ответить	19,3	9,9	31,0	19,9

Примечание. Вопрос формулировался следующим образом: «Если Вы занимаетесь индивидуальной трудовой деятельностью (в форме ИП или самозанятого) или хотели бы ею заняться, воспользовались бы этим налоговым режимом?»

тельностью без надлежащего оформления. Поэтому в регионах, недавно включившихся в эксперимент, положительную роль могла бы сыграть более активная информационная кампания по продвижению нового налогового режима среди физических лиц.

По данным ФНС России, количество зарегистрированных физических лиц, принявших участие в эксперименте, постоянно обновляется. На середину марта 2021 года в качестве самозанятых зарегистрировались 2 млн чел.⁹

Результаты социологического опроса также фиксируют увеличение количества физических лиц, которые воспользовались новым налоговым режимом. При этом наиболее активно переходят на НПД граждане, занимающиеся частной практикой в качестве основной деятельности. Если по данным опроса 2019 года воспользовались новым режимом 2,7% таких граждан, то в 2020-м — уже 16,8% (табл. 1). Среди граждан, занятых частной практикой в качестве дополнительного доходного занятия, доля включенных в новый налоговый режим с 2019 года по 2020-й выросла с 0,7 до 9,8%. Стоит обратить внимание, что возможностью перейти на режим НПД пользуются различные категории занятых частной практикой, в том числе физические лица, оказывающие услуги или выполняющие работы в качестве самозанятых, арендодатели, а так-

⁹ https://www.nalog.ru/rn77/news/activities_fts/10747467/.

же граждане, имеющие статус ИП. По данным опроса, на сентябрь 2020 года среди всех самозанятых пока только каждый десятый воспользовался НПД.

Что касается перспектив роста числа зарегистрированных физических лиц, то 29,5% граждан, занимающихся частной практикой в качестве основной работы, и 26,6% — в качестве дополнительной планируют воспользоваться новым режимом. Каждый третий из них готов это сделать в ближайшее время. Отметим, что немного сократилась доля работников, которые пока не готовы переходить на НПД, аргументируя это желанием посмотреть, как будут развиваться события. Так, доля тех, чья занятость в теневой экономике является основной, за один год снизилась с 29,4 до 22,3%. Среди тех, кто занят в теневых секторах дополнительно к основной работе, отмечается аналогичная тенденция. Можно отметить, что количество затруднившихся ответить на поставленный вопрос о желании воспользоваться НПД существенно уменьшилось. Иначе говоря, респонденты стали более ясно понимать, что представляет собой закон о самозанятых. Это убедительно показывает и рост информированности об эксперименте.

В целом можно сказать, что в ближайшее время количество физических лиц, которые будут использовать новый налоговый режим, может возрасти более чем в два-три раза. Исследование показывает наличие значительного потенциала для роста числа граждан, использующих специальный налоговый режим. Судя по полученным данным, опрошенные, занимающиеся индивидуальной профессиональной деятельностью, всё больше заинтересованы в НПД. Причем, как показывают данные опроса, для каждого второго занятого, уже перешедшего на новый налоговый режим или только планирующего им воспользоваться, привлекательность НПД выражается прежде всего в возможности и желании чувствовать себя спокойно. Прочие причины привлекательности НПД для граждан, уже перешедших на новый режим и планирующих им воспользоваться, отражены на рис. 8. Среди наиболее распространенных можно отметить небольшие налоговые ставки и упрощенное взаимодействие с налоговой службой («Мой налог»).

Обращает на себя внимание то обстоятельство, что 19% участников эксперимента решили воспользоваться новым налоговым режимом по рекомендации или настоянию работодателя. На подобные факты органы государственного управления должны обращать пристальное внимание, поскольку нередко недобросовестные работодатели таким образом пытаются оптимизировать налогообложение.



Примечание. Вопрос формулировался следующим образом: «Если Вы решили воспользоваться этим налоговым режимом, то почему?»

Рис. 8. Основные причины привлекательности НПД для граждан, занятых частной практикой (% респондентов)

Как видно из табл. 1, значительное количество занятых индивидуальной профессиональной деятельностью в качестве основной или дополнительной работы пока не желают переходить на новый налоговый режим. Для кого-то из них это принципиальная позиция, кто-то пока оценивает развитие эксперимента. Среди основных причин отсутствия желания воспользоваться НПД можно отметить следующие:

- 1) слабая поддержка в части социального, пенсионного обеспечения, а также информационной, финансовой помощи и др.;
- 2) самозанятые не хотят связываться с формальными бюрократическими процедурами (чеки, отчеты) и усложнять работу с клиентами-заказчиками;
- 3) у самозанятых есть опасение, что условия эксперимента могут со временем измениться, причем не в их пользу;
- 4) возможно нежелание привлекать внимание со стороны налоговых органов после регистрации и внесения в базу данных (контроль, проверки и т. д.).

На важность этих причин чаще указывают граждане, занятые частной практикой как основной работой (рис. 9). Физические лица, занимающиеся подработкой, часто не видят смысла в регистрации, поскольку вовлечены в неформальную занятость лишь время от времени.

Действительно, условия эксперимента не подразумевают социальной поддержки его участников, аналогичной поддержке наемных работников. Тем не менее физическим лицам, которые



Примечание. Вопрос формулировался следующим образом: «Если Вы не хотите воспользоваться этим налоговым режимом, то почему?»

Рис. 9. Основные причины отсутствия желания воспользоваться НПД среди занятых частной практикой (% респондентов)

воспользовались режимом НПД, стали доступны льготы, перечисленные в нацпроекте поддержки индивидуальной предпринимательской инициативы (льготная аренда помещений, льготные кредиты, бесплатные консультации по бизнесу и финансам, бесплатные образовательные курсы и программы).

Следует отметить, что формальные бюрократические процедуры в рассматриваемом режиме сведены к минимуму за счет использования информационных технологий. Всё это позволяет ожидать положительных эффектов от информирования занятого населения об условиях этого эксперимента, а также детального разъяснения его положений о мерах поддержки, механизмах взаимодействия с заказчиками и налоговыми органами.

Одной из причин, препятствующих легализации занятости даже при низких налоговых ставках, служит относительная непредсказуемость изменений в налоговом законодательстве. О том, что оно предсказуемо, заявило 31,7% занятого населения, а вот в его непредсказуемости уверены 42,6% респондентов. При этом 56,7% опрошенных считают, что текущая налоговая политика

в стране развивается по пути увеличения (усиления) налоговой нагрузки.

Как показывают результаты исследования, наибольшую неуверенность в стабильной и определенной налоговой политике выражают именно самостоятельно занятые граждане. Среди них только 23,7% склонны считать ее предсказуемой, 60,3% уверены в обратном. Очевидно, что самозанятые опасаются изменения условий этого проекта в сторону ужесточения налоговой политики. Отсюда и некоторая настороженность.

6. Основные выводы

Мониторинг теневой занятости показывает, что в последние несколько лет ее масштабы постепенно сокращаются. Уменьшение вовлеченности граждан в теневой рынок труда может быть обусловлено как результатом деятельности органов государственного регулирования по стимулированию выхода из тени самозанятых граждан, так и возможными последствиями пандемии, сильно ограничивающей формы предоставления теневых услуг и работ, а также возможности потребителей по их получению.

Кризис обострил значимость гарантий занятости для россиян. Он показал, что в наиболее уязвимом положении оказываются граждане, работающие в тени: они не только потеряли возможность работы и получения дохода в период ограничений и самоизоляции, но и не могли претендовать на меры социальной поддержки, которые принимало государство для работающих в официальном секторе экономики.

Результаты опроса показывают, что в качестве мер, способствующих сокращению неофициальной занятости, россияне предпочитают действия стимулирующего характера ограничениям или штрафным санкциям. Среди стимулирующих мер можно выделить снижение уровня налоговой нагрузки, социального неравенства и повышение роли социальных гарантий, социальной защищенности работников в официальной экономике. Следует отметить, что меры для снижения уровня теневой экономики должны приниматься не в отношении людей, вовлеченных в эти процессы, а в отношении объективных причин формирования и развития теневых отношений на рынке труда.

Исследование демонстрирует, что меры, принимаемые государством по легализации теневого рынка труда, реализованные в ходе эксперимента по введению налога на профессиональный доход физических лиц, постепенно приносят результат. В целом,

как показывают данные опроса, растет информированность занятого населения, в том числе самозанятых, о новом налоговом режиме. Тем не менее ситуация с невысокой осведомленностью занятого населения о новом законе в регионах, включившихся в эксперимент в течение 2020 года, свидетельствует об уместности более активной информационной кампании по его продвижению.

Кроме того, отмечается рост заинтересованности самозанятых и ИП в новом налоговом режиме. Это выражается, во-первых, в увеличении количества физических лиц, воспользовавшихся новым налоговым режимом, а во-вторых, в снижении доли респондентов, которые пока не видят себя в качестве участников этого эксперимента. Основные причины нежелания граждан воспользоваться новым режимом связаны с опасением ужесточения условий эксперимента, нежеланием привлекать внимание налоговых органов, слабой социальной поддержкой и наличием формальных бюрократических процедур. Поэтому активная работа по этим направлениям со стороны исполнительной власти и контрольно-надзорных органов будет способствовать росту привлекательности нового налогового режима среди работников, занимающихся частной практикой без регистрации.

Эмпирические результаты мониторинга теневого рынка труда обозначают основные направления деятельности по стимулированию официальной занятости и ограничению некриминальной теневой экономической деятельности. В числе выявленных направлений можно назвать следующие.

1. Стимулирование создания рабочих мест с достойной зарплатой в официальной экономике, модернизация работы служб занятости населения (создание новой модели сервисного центра, ориентированного на потребителя).

2. Расширение более гибких форм занятости (гибкий режим рабочего времени, дистанционная занятость и др.) и гибких форм трудовых договоров (ученические, срочные и др.) в официальном секторе экономики.

3. Организация возможностей поиска работы с использованием различных платформ (Яндекс.Такси, Яндекс.Услуги, Youdo, Freelance и др.).

4. Повышение социальных гарантий для лиц, работающих в официальной экономике. Прежде всего речь идет о гарантиях пенсионного обеспечения, соблюдении и контроле реализации социальных обязательств. Поскольку сегодня многие граждане не видят связи между «белой» заработной платой и достойной пен-

сией, необходимо добиться большей зависимости между размером пенсионного обеспечения и уровнем официального дохода.

5. Нарращивание просветительской кампании, направленной на популяризацию занятости в официальной экономике, осознание негативных последствий теневой занятости и скрытой оплаты труда для государства и граждан; «разъяснение принципов налоговой политики, целей, на которые поступают налоги, связи налогов и общественных выгод» [Синявская, Бирюкова, 2018. С. 196] и принципов работы пенсионной системы.

6. Проведение разъяснительной работы с населением о рисках и возможных негативных последствиях покупки товаров и использования услуг неофициального рынка труда. Необходимо формировать понимание более выгодного приобретения официальных товаров и услуг не с точки зрения их стоимости (которая будет заведомо выше, чем в неофициальной экономике), а с точки зрения определенных гарантий качества, наличия своего рода страховки и возможности получения компенсации за невыполнение работы в срок, некачественного предоставления услуги или товара. Целесообразно применение системы налоговых вычетов для населения на легальные услуги домашнего персонала (уборку, уход за пожилыми и инвалидами, ремонт жилья и др.) [Синявская, Бирюкова, 2018].

7. Правовое просвещение молодежи, информирование о минусах теневой занятости, об ответственности за нарушения законодательства; формирование отношения к уплате налогов как одной из форм выполнения гражданского долга. Обеспечение трудоустройства студенческой молодежи (усиление взаимодействия работодателей с учебными заведениями, ярмарки вакансий, стажировки выпускников и др.).

8. Развитие специальных обучающих программ, переподготовка и повышение профессиональной квалификации, особенно для наиболее уязвимых групп населения, сталкивающихся с трудностями получения работы в формальной экономике (женщины с маленькими детьми, лица предпенсионного и пенсионного возрастов, инвалиды).

9. В текущих условиях социально-экономического кризиса определенное значение имеет стимулирование самостоятельной официально оформленной занятости граждан. В этом отношении уместно усиление информационной кампании по продвижению нового налогового режима НПД. Необходимо бережно относиться к условиям эксперимента, которые были прописаны в Федеральном законе от 27.11.2018 № 422-ФЗ¹⁰.

¹⁰ http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_311977/.

10. Минимизация любых изменений в российской системе налогообложения, в том числе по налоговым ставкам. У населения, включая предпринимательское сообщество, должно выработаться четкое представление о стабильности условий налоговой политики. В настоящее время у граждан сформированы непродуктивные и порой ложные представления о новых инициативах в сфере фискальной политики, даже если они прямо направлены на реализацию непосредственных интересов населения.

В целом при принятии управленческих мер по ограничению участия населения в теневой экономике необходимо вырабатывать экономические решения, которые могли бы соблюсти баланс интересов всех субъектов экономических отношений. Меры по снижению масштаба неофициальной занятости должны быть обусловлены заботой о гражданах и предприятиях, включенных в эту форму экономических отношений.

Литература

1. Аброскин А. С., Аброскина Н. А. Особенности использования модифицированного метода физических затрат при оценке масштабов теневой деятельности в российской экономике // Вестник университета. 2018. № 11. С. 91–96.
2. Бобков В. Н. Неустойчивая занятость в Российской Федерации: состояние и направления снижения // Народонаселение. 2019. Т. 22. № 2. С. 91–104.
3. Бобков В. Н., Квачев В. Г., Колмаков И. Б., Лютов Н. Л., Локтюхина Н. В., Новикова И. В., Одегов И. Г., Одинцова Е. В., Павлова В. В., Шичкин И. А. Неустойчивая занятость в Российской Федерации: теория и методология выявления, оценивание и вектор сокращения / Под ред. В. Н. Бобкова. М., 2018.
4. Бурдяк А. Я., Гришина Е. Е., Дормидонтова Ю. А., Казакова Ю. М., Ляшок В. Ю., Цацура Е. А. Влияние трудового и пенсионного поведения населения на обеспечение долгосрочной устойчивости пенсионной системы в Российской Федерации и снижение рисков депривационной бедности среди граждан пожилого возраста: научный доклад. 2015. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2608964.
5. Воловская Н. М., Плюснина Л. К., Русина А. В. Скрытые формы оплаты труда: специфические черты, вовлеченность, мотивация (на материалах исследований в Новосибирской области в 2008, 2010, 2015 гг.) // Siberian Socium. 2017. Т. 1. № 1. С. 25–36.
6. В тени регулирования: неформальность на российском рынке труда / Под ред. В. Е. Гимпельсона, Р. И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ВШЭ, 2014.
7. Гимпельсон В. Е., Зудина А. А., Капелюшников Р. И., Лукьянова А. Л., Ощепков А. Ю., Роцин С. Ю., Смирных Л. И., Травкин П. В., Шарунина А. В. Российский рынок труда: тенденции, институты, структурные изменения: доклад Центра трудовых исследований и Лаборатории исследований рынка труда НИУ ВШЭ. М., 2017.
8. Денисевич Е. И., Султанова А. А. Неформальное предпринимательство: понятие, истоки концепции и основные направления исследований // Известия ДВФУ. Экономика и управление. 2018. № 1. С. 28–43.
9. Донова И. В. Социально-экономические последствия неформального найма и пути его снижения // Вопросы регулирования экономики. 2017. Т. 8. № 2. С. 47–60.
10. Путиниш Т., Саука А. Индекс теневой экономики в России в 2017–2018 годах: сравнение с размером теневой экономики в Украине, Кыргызстане, Косово, Молдове, Румынии, Латвии, Литве, Эстонии и Польше. 2020. <https://www.sseriga.edu/shadow-economy-index-russia>.

11. Синавская О. В., Бирюкова С. С. Возможные меры снижения неформальной занятости и скрытой оплаты труда // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 1(37). С. 193–203.
12. Сулина А. Л., Леухин Р. С. Борьба с теневой экономикой в России: частные аспекты общих проблем // Финансовый журнал. 2016. № 6. С. 46–61.
13. Чернышова М. И. Оценка состояния неустойчивой теневой занятости и ее основные характеристики (на примере опроса работников и работодателей организаций города Москвы) // Вестник РЭУ им. Г. В. Плеханова. 2016. № 5(89). С. 139–145.
14. Medina L., Schneider F. Shadow Economies Around the World: What Did We Learn over the Last 20 Years? IMF Working Paper. No 18/17. 2018.
15. Schneider F., Buehn A., Montenegro C. E. Shadow Economies All over the World. New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007. World Bank Development Research Group. Policy Research Working Paper. No 5356. 2010.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 2, pp. 60–87

Andrei N. POKIDA, Cand. Sci. (Soc.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: pokida@ranepa.ru

Natalia V. ZYBUNOVSKAYA. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: nzyb@ranepa.ru

Dynamics of Shadow Employment of the Russian Population

Abstract

The article is devoted to problems of the modern labor market in Russia associated with the widespread use of shadow employment and the loyal attitude of the population to various manifestations of the shadow economy. The article examines the dynamics of the involvement of employed citizens in non-criminal shadow processes, their attitude to various manifestations of the shadow economy, the reasons for non-criminal shadow employment, and the attitude of the population to the state's actions to reduce shadow employment, including the introduction of a new tax regime, "Tax on professional income" for individuals. The paper uses the results of the all-Russian sociological survey of the employed population, conducted in 2020. There is a decrease in the number of citizens involved in the shadow processes in the labor market, which may be due to both the result of the activities of state regulatory bodies to stimulate the exit from the shadow among self-employed citizens, and the possible impact on workers' shadow activities of the pandemic, which severely restricts the forms of providing shadow services and jobs as well as the ability of consumers to obtain them. It is revealed that, as measures to reduce informal employment, the Russians prefer stimulating actions rather than measures with various restrictions or penalties. Based on the empirical results of monitoring the shadow labor market, directions of activities to stimulate the participation of citizens in official employment are proposed.

Keywords: shadow economy, informal employment, labor market, self-employment, consumers of goods and services, social guarantees.

JEL: J21, J33, J46, J48.

References

1. Abroskin A. S., Abroskina N. A. Osobennosti ispol'zovaniya modifitsirovannogo metoda fizicheskikh zatrat pri otsenke masshtabov tenevoy deyatel'nosti v rossiyskoy ekonomike [Features of Using the Modified Method of Physical Inputs in Estimating the Scales of Shadow Activity in the Russian Economy]. *Vestnik Universiteta*, 2018, no. 11, pp. 91-96.
2. Bobkov V. N. Neustoychivaya zanyatost' v Rossiyskoy Federatsii: sostoyanie i napravleniya snizheniya [Precarious Employment in the Russian Federation: The State and Directions of Reduction]. *Narodonaselenie [Population]*, 2019, vol. 22, no. 2, pp. 91-104.
3. Bobkov V. N., Kvachev V. G., Kolmakov I. B., Lyutov N. L., Loktyukhina N. V., Novikova I. V., Odegov I. G., Odintsova E. V., Pavlova V. V., Shichkin I. A. *Neustoychivaya zanyatost' v Rossiyskoy Federatsii: teoriya i metodologiya vyyavleniya, otsenivanie i vektor sokrashcheniya [Unstable Employment in the Russian Federation: Theory and Methodology of Identification, Assessment and Vector of Reduction]*, Bobkov V. (ed.). Moscow, 2018.
4. Burdyak A. Ya., Grishina E. E., Dormidontova Yu. A., Kazakova Yu. M., Lyashok V. Yu., Tsatsura E. A. *Vliyanie trudovogo i pensionnogo povedeniya naseleniya na obespechenie dologosrochnoy ustoychivosti pensionnoy sistemy v Rossiyskoy Federatsii i snizhenie riskov depriyatsionnoy bednosti sredi grazhdan pozhilogo vozrasta: nauchnyy doklad [Effect of Labor and Retirement Behavior of the Population in the Long-Term Sustainability of the Pension System in the Russian Federation and the Reduction of Risks of Deprivational Poverty Among the Elderly: Scientific Report]*, 2015. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2608964.
5. Volovskaya N. M., Pliusnina L. K., Rusina A. V. Skrytye formy oplaty truda: spetsificheskie cherty, вовлеченност', motivatsiya (na materialakh issledovaniy v Novosibirskoy oblasti v 2008, 2010, 2015 gg.) [Shadow Wages: Specific Features, Involvement Rates, Motivation (Based on Data Obtained in the Novosibirsk Region in 2008, 2010 and 2015)]. *Siberian Socium*, 2017, vol. 1, no. 1, pp. 25-36.
6. Gimpelson V. E., Kapeliushnikov R. I. (eds.). *V teni regulirovaniya: neformal'nost' na rossiyskom rynke truda [In the Shadow of Regulation: Informality in the Russian Labor Market]*. Moscow, Izd. dom VShE, 2014.
7. Gimpelson V. E., Zudina A. A., Kapeliushnikov R. I., Lukyanova A. L., Oshchepkov A. Yu., Roshchin S. Yu., Smirnykh L. I., Travkin P. V., Sharunina A. V. *Rossiyskiy rynok truda: tendentsii, instituty, strukturnye izmeneniya: doklad Tsentra trudovykh issledovaniy i Laboratorii issledovaniy rynka truda NIU VShE [Russian Labor Market: Trends, Institutions, Structural Changes: Report of the Center for Labor Studies and the Labor Market Research Laboratory of the National Research University Higher School of Economics]*. Moscow, 2017.
8. Denisevich E. I., Sultanova A. A. Neformal'noe predprinimatel'stvo: ponyatie, istoki kontseptsii, i osnovnye napravleniya issledovaniy [Informal Entrepreneurship: Definition, Origins of Concepts and Basic Research Areas]. *Izvestiya DVFU. Ekonomika i upravlenie [The Bulletin of the Far Eastern Federal University. Economics and Management]*, 2018, no. 1, pp. 28-43.
9. Donova I. V. Sotsial'no-ekonomicheskie posledstviya neformalnogo nayma i puti ego snizheniya [Social and Economic Consequences of Informal Labor and Ways to Reduce It]. *Voprosy regulirovaniya ekonomiki [Journal of Economic Regulation]*, 2017, vol. 8, no. 2, pp. 47-60.
10. Putniš T., Sauka A. *Indeks tenevoy ekonomiki v Rossii v 2017-2018 godakh: sravnenie s razmerom tenevoy ekonomiki v Ukraine, Kyrgyzstane, Kosovo, Moldove, Rumynii, Latvii, Litve, Estonii i Pol'she [Shadow Economy Index for Russia 2017-2018: Comparison with the Size of the Shadow Economies in Ukraine, Kyrgyzstan, Kosovo, Moldova, Romania, Latvia, Lithuania, Estonia and Poland]*, 2020. <https://www.sseriga.edu/shadow-economy-index-russia>.
11. Sinyavskaya O. V., Biryukova S. S. Vozmozhnye mery snizheniya neformal'noy zanyatosti i skrytoy oplaty truda [Possible Measures Aimed at Reducing Informal Employment and Hidden Wages]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, no. 1(37), pp. 193-203.

12. Suslina A.L., Leukhin R.S. Bor'ba s tenevoy ekonomikoy v Rossii: chastnye aspekty obshchikh problem [Shadow Economy Fight in Russia: Some Aspects of Common Problems]. *Finansovyy zhurnal [Financial Journal]*, 2016, no. 6, pp. 46-61.
13. Chernyshova M. I. Otsenka sostoyaniya neustoychivoy tenevoy zanyatosti i ee osnovnye kharakteristiki (na primere oprosa rabotnikov i rabotodateley organizatsiy goroda Moskvyy) [Assessing Unstable Shadow Employment and Its Key Characteristics (Illustrated by Surveying Employees and Employers of Moscow Organizations)]. *Vestnik REU im. G. V. Plekhanova [Vestnik of the Plekhanov Russian University of Economics]*, 2016, no. 5(89), pp. 139-145.
14. Medina L., Schneider F. Shadow Economies Around the World: What Did We Learn over the Last 20 Years? *IMF Working Paper*, no. 18/17, 2018.
15. Schneider F., Buehn A., Montenegro C. E. Shadow Economies All over the World. New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007. World Bank Development Research Group, *Policy Research Working Paper*, no. 5356, 2010.

Рынок труда

Цифровизация и гендерный разрыв в оплате труда

Анна ЛУКЬЯНОВА

Анна Львовна Лукьянова —
кандидат экономических наук,
старший научный сотрудник
Центра трудовых исследований,
Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
(РФ, 110100, Москва, Мясницкая ул., 20).
E-mail: alukyanova@hse.ru

Аннотация

С использованием данных РМЭЗ НИУ ВШЭ и O*NET за 2003–2018 годы в статье исследуются изменения в требованиях к цифровым навыкам внутри групп профессий, а также развитие навыков в сфере информационно-коммуникационных технологий на российском рынке труда. Уровень и скорость цифровизации различаются в зависимости от профессии. Гендерная сегрегация занятости способствует тому, что цифровизация оказывает разное воздействие на занятость и заработные платы мужчин и женщин. Расчеты автора указывают на существенный рост доли населения, использующего компьютеры и интернет, с одновременным усилением спроса на цифровые навыки со стороны работодателей. Средний уровень цифровых навыков остается выше среди женщин, хотя разрыв и сократился вдвое в течение рассматриваемого периода. Основным драйвером спроса на цифровые навыки явилась быстрая цифровизация традиционных профессий; появление новых и исчезновение устаревших профессий играло второстепенную роль. Цифровизация сама по себе оказывает позитивное воздействие на заработные платы. Наличие навыков использования компьютера связано с более высоким уровнем заработной платы, средние заработные платы — при прочих равных — выше в профессиях с более высоким уровнем цифровизации. Корреляция между использованием компьютера и заработной платой ослабевала со временем по мере распространения элементарной компьютерной грамотности. При этом зависимость между заработной платой и уровнем цифровизации профессии лишь усиливалась в течение рассматриваемого периода. Учет цифровизации в декомпозиции ведет к увеличению условной величины гендерного разрыва в оплате труда, однако цифровизация не является дополнительным источником дискриминации женщин.

Ключевые слова: гендер, профессиональная сегрегация, ИКТ навыки.

JEL: J16, J24, J31, O33.

Введение

В современном мире цифровизация оказывает влияние практически на все стороны жизни общества, трансформируя повседневную жизнь и работу множества людей. Воздействие цифровизации на рынок труда неоднозначно: из-за ее неравномерного влияния на разные группы работников ускоряется поляризация занятости и усиливается неравенство [Akerman et al., 2015; Autor et al., 2003]. С одной стороны, компьютеры и информационные технологии способствуют увеличению производительности труда высококвалифицированных работников, решающих нерутинные задачи. Занятость таких работников расширяется, а их относительные заработные платы увеличиваются. С другой — сокращается количество рабочих мест и уменьшается заработная плата тех, кто выполняет рутинные трудовые операции, легко поддающиеся автоматизации. Как правило, это работники, занимающие средние уровни профессиональной иерархии. Одновременно расширяется спрос на работников в профессиях, которые предусматривают личные контакты с клиентами и практически не поддаются компьютеризации. В этой группе много профессий, относящихся к сфере персональных услуг и не требующих высокого уровня квалификации. Таким образом, цифровизация ведет к увеличению занятости на полюсах квалификационного спектра при вымывании работников среднего уровня квалификации.

Гендерные различия в профессиональной структуре занятости (профессиональная сегрегация) предполагают, что цифровизация может иметь разное воздействие на занятость и заработные платы мужчин и женщин. Однако эмпирические исследования, посвященные гендерным аспектам цифровизации, до сих пор немногочисленны и в основном касаются измерения различий в уровне компьютерной грамотности, цифровых навыков, паттернов использования информационно-коммуникационных технологий (ИКТ), но редко затрагивают последствия цифровизации для рынка труда.

Эти исследования показывают, что в развитых странах женщины уступают мужчинам в части частоты и времени использования ИКТ, но в части объемов цифровых навыков нередко превосходят их, по крайней мере по отдельным показателям. Так, уже в начальной и средней школе девочки демонстрируют более высокий уровень ИКТ-компетенций в компьютерных тестах (см. результаты мета-анализа в [Siddiq, Scherer, 2019]), хотя мальчики имеют более высокую самооценку уровня владения ИКТ [Cai et al., 2017] и действительно в среднем больше времени проводят за компью-

тером, но главным образом за счет увлечения компьютерными играми [Drabowicz, 2014]. Среди взрослого населения гендерные различия также неоднозначны. Согласно результатам проводимого ОЭСР обследования навыков взрослого населения (Programme for the International Assessment of Adult Competencies, PIAAC), в 2012 году доля населения, не имеющего опыта взаимодействия с компьютером, была примерно одинакова среди мужчин и женщин, однако мужчины несколько чаще демонстрировали высокий уровень владения ИКТ¹. Женщины реже пользуются интернетом, реже регистрируются на сайтах для фриланса и удаленной работы, меньше пользуются финансовыми онлайн-услугами и в целом имеют более узкий круг активностей в интернете². Вместе с тем женщины заняты в профессиях, требующих в среднем более высокого уровня цифровых компетенций, что связано с высокой представленностью женщин в профессиях со средним уровнем цифровизации (например, офисные работники, учителя, бухгалтеры). При этом как в профессиях с очень высоким уровнем цифровых компетенций (инженеры, программисты), так и в профессиях с низкими цифровыми требованиями (водители, строители, рабочие) преобладают мужчины [Muro et al., 2017]³.

В России, согласно оценкам экспертов, женщины также реже используют интернет, но в 2005–2015 годах наблюдалось существенное сокращение этого разрыва. Российские женщины чаще используют интернет для коммуникаций, финансовых и торговых операций, поиска информации о здоровье, культуре, образовании. Российские мужчины более активно смотрят фильмы в сети, слушают музыку, играют в компьютерные игры, скачивают программное обеспечение, ищут работу. При этом среди женщин выше средний уровень цифровых компетенций, но меньше тех, кто владеет навыками самостоятельного написания программ⁴.

Исследования, посвященные гендерным особенностям поляризации рабочих мест, показывают, что автоматизация рутинных задач оказала более сильное воздействие на женщин, поскольку рутинные профессии были шире представлены в их профессиональной структуре. Сокращение занятости женщин в рутинных профессиях вызвало не рост, а снижение гендерного разрыва в оплате труда: среди женщин более быстрыми темпами проис-

¹ Skills Matter: Additional Results from the Survey of Adult Skills. Paris: OECD Publishing, 2019. http://www.oecd.org/skills/piaac/publications/Skills_Matter_Additional_Results_from_the_Survey_of_Adult_Skills_ENG.pdf.

² Подробнее см.: Bridging the Digital Gender Divide: Include, Upskill, Innovate. Paris: OECD Publishing, 2018. <http://www.oecd.org/digital/bridging-the-digital-gender-divide.pdf>.

³ См. также: Measuring the Digital Transformation: A Roadmap for the Future. Paris: OECD Publishing, 2019. <https://www.oecd.org/publications/measuring-the-digital-transformation-9789264311992-en.htm>.

⁴ <https://issek.hse.ru/news/218637677.html>; <https://issek.hse.ru/news/359654301.html>.

ходила реструктуризация занятости в пользу нерутинных профессий прежде всего за счет внедрения компьютеров [Black, Spitz-Oener, 2010]. В [Borghans et al., 2014] показано, что влияние компьютеризации на гендерный разрыв было наиболее сильным в начальный период массового внедрения компьютеров, а со временем эта связь ослабевала.

В литературе выделяются и другие каналы, через которые цифровизация может оказать положительное влияние на занятость женщин и их трудовые доходы. Так, развитие цифровых платформ для фрилансеров создает дополнительные возможности для роста женской занятости. Подобные сервисы позволяют гибко распоряжаться своим временем, сокращают затраты времени на дорогу до работы, обеспечивают прямой доступ к клиентам, что дает возможность поддерживать связь с рынком труда и совмещать занятость с семейными обязанностями⁵. Цифровые платформы расширяют доступ женщин в традиционно «мужские» сферы деятельности. Например, доля женщин среди водителей, работающих на платформе *Uber*, почти вдвое превышает их долю среди водителей обычных такси [Hall, Krueger, 2018].

В настоящей работе поставлена задача измерить на российских данных различия в цифровых навыках мужчин и женщин и оценить их вклад в гендерный разрыв в оплате труда. Для анализа используются данные за 2003–2018 годы. В рассматриваемый период происходило массовое внедрение ИКТ, в том числе технологий на базе широкополосного интернета и мобильных устройств, что вызвало масштабную трансформацию бизнес-процессов. Особое внимание в методологии уделяется проверке робастности полученных результатов.

Основные показатели цифровой грамотности сформированы на основе данных американского проекта The Occupational Information Network (O*NET), который представляет собой регулярно обновляющееся масштабное исследование профессий⁶. Предшествующие исследования демонстрируют, что в опросах населения самооценки респондентов относительно уровня владения ИКТ могут оказываться смещенными и искажать величину гендерного разрыва в цифровых навыках. В частности, мальчики школьного возраста в обследованиях склонны оценивать свой уровень владения ИКТ выше, чем девочки. В то же время в реальных тестах на компьютерах девочки, как правило, показывают более высокие результаты, чем мальчики. Проект O*NET основан на данных репрезентативного опроса представителей различных

⁵ https://www.hyperwallet.com/app/uploads/HW_The_Future_of_Gig_Work_is_Female.pdf.

⁶ <https://www.onetcenter.org/>.

профессий об их персональных характеристиках, содержании работы, требованиях работодателей, в том числе об интенсивности использования компьютера в работе. Эти данные позволяют объективно и с высокой степенью детализации измерить динамику различий в требованиях к владению ИКТ в разных профессиях. На основе данных проекта О*NET были сформированы индексы цифровизации профессий, в дальнейшем объединенные с данными Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за 2003–2018 годы⁷. Использование данных О*NET для анализа воздействия цифровизации на российский рынок труда является важным элементом научной новизны работы.

Работа структурирована следующим образом. В первом разделе описываются используемые источники данных и процедура их интеграции в единый массив. Во втором разделе приводятся методы расчета индексов цифровизации профессий. Третий раздел посвящен дескриптивному анализу эволюции цифровых навыков в 2003–2018 годах. В четвертом разделе рассматриваются результаты оценивания уравнений заработной платы для мужчин и женщин и декомпозиции гендерного разрыва в оплате труда по методу Оаксаки — Блайндера. Для проверки робастности результатов используются разные спецификации уравнений и разные способы построения контрафактической структуры отдач. В пятом разделе приводятся дополнительные свидетельства робастности результатов с использованием альтернативных индексов цифровизации.

1. Описание данных

Данные РМЭЗ НИУ ВШЭ

В качестве основного источника данных был использован РМЭЗ НИУ ВШЭ⁸. Это независимый мониторинг социально-экономического положения населения России, состоящий из серии репрезентативных опросов, проводимых ежегодно начиная с 1994 года. В работе использовалась база данных, сформированная на основе вопросника по индивидам за 2003–2018 годы. Выбор указанного периода связан с тем, что сопоставимые данные по профессиям в О*NET также доступны только начиная с 2003 года.

Выборка исследования ограничена индивидами из репрезентативной выборки РМЭЗ НИУ ВШЭ в возрасте 20–60 лет. Все расчеты проводились с использованием выборочных весов.

⁷ <http://www.cpc.unc.edu/projects/rhms>, <http://www.hse.ru/rhms>.

⁸ Там же.

Из выборки исключены наблюдения, содержащие пропущенные значения по ключевым переменным: образованию, возрасту, профессии. Также не учитывались военнослужащие. Зависимой переменной в расчетах является величина почасовой заработной платы по основному месту работы. Эта величина была получена расчетным способом путем деления средней заработной платы за последние двенадцать месяцев на обычную продолжительность рабочей недели, умноженную на среднюю продолжительность рабочего месяца в неделях (4,3). Для тех респондентов, у которых отсутствовала информация по этим переменным, использовались данные о заработной плате за последний месяц и количестве часов, отработанных за последние тридцать дней. Для устранения искажающего воздействия выбросов из выборки удалены наблюдения с продолжительностью рабочей недели более 140 часов, а также наблюдения с нулевыми часами работы, нулевой заработной платой и наблюдения, для которых в конкретном году часовая заработная плата выше значения 99-го перцентиля, умноженного на 10.

*Данные O*NET*

Для измерения цифровых компетенций на рабочих местах были использованы данные проекта O*NET за 2003–2018 годы. Основным продуктом O*NET является регулярно обновляемая база данных по профессиям, в которой собрана информация о знаниях, навыках и компетенциях, используемых в различных профессиях, а также об условиях работы и состоянии рынка труда в разрезе профессий. База данных формируется на основе опросов экспертов и работников, занятых примерно в 1100 профессиях в США, и содержит более сотни характеристик по каждой профессии.

К сожалению, для российского рынка труда не существует столь детального и всеохватывающего описания профессий. Автор настоящей статьи исходит из предположения о том, что содержание выполняемых задач, а следовательно, и требования к работникам по отдельным профессиям имеют схожую структуру в России и США. Проект O*NET ранее использовался для изучения профессиональной структуры не только в США, но и в других странах мира [Hardy et al., 2018; Pajarinen et al., 2015; Warman, Worswick, 2015]. В исследовании Европейского центра по развитию профессионального образования было показано, что коэффициент корреляции между результатами O*NET и двух опросов, проведенных по методологии O*NET в Италии и Чехии, составил около 0,8⁹. Высокая корреляция

⁹ Quantifying Skill Needs in Europe. Occupational Skills Profiles: Methodology and Application. Cedefop Research Paper, no. 30, 2013. https://www.cedefop.europa.eu/files/5530_en.pdf.

позволяет сделать вывод, что использование данных O*NET для построения характеристик профессий в других странах методологически обосновано.

Россия уступает США и многим странам Западной Европы по размеру цифровой экономики, а также отстает от передовых стран по большинству международных индексов цифровой трансформации и цифровой конкурентоспособности¹⁰. Эта ситуация складывается из-за более низких показателей использования новых цифровых сервисов населением, недостаточных инвестиций в цифровую инфраструктуру и технологии и за счет нецифровых факторов, которые тормозят развитие цифровой экономики, таких как низкий уровень конкуренции и плохой бизнес-климат. Российский бизнес сильно отстает по объемам электронной торговли, распространению RFID-технологий и ERP-систем. В то же время эксперты указывают на рост цифровой экономики в России в последние десять лет, особенно в части внедрения цифровых технологий в государственных структурах и развития цифровых платформ¹¹. При этом Россия занимает высокие позиции в рейтингах по доступности услуг сотовой связи, скорости доступа в интернет и общей доступности интернет-услуг для населения, а доля занятых в профессиях с интенсивным использованием ИКТ сопоставима со средним значением по странам ЕС¹². У автора нет данных, чтобы сравнить уровень цифровизации экономики России и США в разрезе профессий, но на протяжении рассматриваемого периода российские работники, скорее всего, имели более низкий уровень владения ИКТ. Однако можно предположить, — и это важно в эконометрическом анализе, — что соотношения в уровне цифровизации между профессиями имели сходную структуру в обеих странах.

Данные O*NET обновляются релизами, выпускаемыми от одного до четырех раз в год. В каждом релизе пересматриваются данные по части профессий и по части показателей. Поскольку в дальнейшем данные O*NET объединяются с данными РМЭЗ НИУ ВШЭ, в котором опросы проводятся с октября по декабрь, в работе используются данные из последнего релиза O*NET за каждый год. Кодировка профессий в O*NET базируется на классификаторе занятий O*NET-SOC различных версий (2000, 2006,

¹⁰ Конкуренция в цифровую эпоху: стратегические вызовы для Российской Федерации. Доклад о развитии цифровой экономики в России. 2018. <https://www.vseмирnyjbank.org/ru/country/russia/publication/competing-in-digital-age>; Индикаторы цифровой экономики: 2019: Статистический сборник. М.: НИУ ВШЭ, 2019. <https://www.hse.ru/data/2019/06/25/1490054019/ice2019.pdf>.

¹¹ Цифровая Россия: новая реальность. М.: Мак-Кинзи, 2017. <https://www.mckinsey.com/ru/~/media/McKinsey/Locations/Europe%20and%20Middle%20East/Russia/Our%20Insights/Digital%20Russia/Digital-Russia-report.pdf>.

¹² Тенденции развития интернета в России и зарубежных странах: аналитический доклад. М.: НИУ ВШЭ, 2020. <https://issek.hse.ru/mirror/pubs/share/345060549.pdf>.

2009 и 2010 годов), тогда как в РМЭЗ НИУ ВШЭ используется классификатор ISCO-08. Конвертация O*NET-SOC в ISCO-08 осуществлялась в три этапа. Сначала профессии из различных версий классификатора O*NET-SOC были приведены к версии O*NET-SOC 2010 года. Затем все коды были переведены в стандартный для американской статистики классификатор занятий SOC. На последнем шаге полученные коды конвертировались из SOC в ISCO-08 на уровне четвертого разряда классификации, то есть с максимально доступной для данного классификатора детализацией. Подобную конвертацию удалось провести для 97,7% наблюдений в РМЭЗ НИУ ВШЭ. Еще для 0,9% наблюдений конвертация была произведена на уровне трехзначных кодов.

O*NET-SOC представляет собой расширенную систему, где некоторые коды профессии из SOC разбиты на еще более мелкие группы. При переходе от O*NET-SOC в SOC — отдельно по каждому году — усреднялись значения стандартизированных рейтингов по всем профессиям, входящим в укрупненные группы. Переход из SOC в ISCO-08 осуществляется при помощи разработанного в [Hardy et al., 2018] специального словаря, содержащего ключи перехода между двумя классификаторами. На этом этапе несколько кодов SOC могли иметь один код в классификаторе ISCO-08, так же как и несколько кодов ISCO могли иметь один код в SOC. В первом случае наблюдениям с одинаковым кодом ISCO присваивалось среднее значение индексов по соответствующим кодам SOC. Во втором нескольким наблюдениям с разными кодами ISCO присваивались одинаковые значения переменных цифровизации по соответствующему коду из SOC.

2. Измерение цифровых навыков

Для выявления цифрового контента профессий были выбраны две имеющиеся в O*NET переменные:

- «Компьютеры и электроника» (*Computer and electronics*) из раздела «Знания» (*Knowledge*), который характеризует общие знания о компьютерах и электронике, такие как знание электронного и компьютерного оборудования, программного обеспечения, программирование;
- «Взаимодействие с компьютерами» (*Interacting with computers*) из раздела «Трудовая деятельность» (*Work activity*), который отражает степень использования компьютеров и компьютерных систем для программирования, настройки функций, ввода данных или обработки информации.

Каждый из показателей имеет две характеристики: уровень (LV) и важность (IM). Уровень измеряется по шкале от 0 до 7 (7 — max) и характеризует степень проявления показателя среди представителей каждой конкретной профессии. Важность принимает значение от 1 до 5 (5 — max) и показывает важность показателя для конкретной профессии. Для приведения всех шкал к сопоставимому виду рейтинги уровня и важности были сначала стандартизированы по следующей формуле таким образом, чтобы значения рейтингов варьировались от 0 до 100 баллов:

$$SX = \frac{X - \min_x}{\max_x - \min_x} \cdot 100, \quad (1)$$

где S_x — стандартизированная оценка, $\min_x$ — наименьшая возможная оценка по шкале рейтинга (1 — для важности, 0 — для уровня), $\max_x$ — наибольшая возможная оценка (5 — для важности, 7 — для уровня), X — рейтинговая оценка по исходной шкале. Чем выше цифровизация профессии, тем более высокие баллы она имеет.

В работах, использующих O*NET для изучения изменений в профессиональной структуре, авторы обычно ограничиваются оценками важности (например, [Autor, Dorn, 2013]). Выбор в пользу показателей важности связан, во-первых, с акцентом этих работ на спросе на труд и, во-вторых, с высоким уровнем корреляции между характеристиками важности и уровня для большинства показателей. Для изучения вклада цифровизации в гендерный разрыв в оплате труда выбор в пользу оценок важности не столь очевиден, поэтому в основной части работы, следуя подходу [Muro et al., 2017], автор использовал более сбалансированный показатель, учитывающий как уровень, так и важность цифровых знаний и навыков. Будем называть его базовым индексом цифровизации профессий, или просто индексом цифровизации, и рассчитывать по следующей формуле:

$$ИЦ_{баз} = \frac{\sqrt{Knowledge_{LV} \times Knowledge_{IM}} + \sqrt{Use_{LV} \times Use_{IM}}}{2}, \quad (2)$$

где $Knowledge_{LV}$ и $Knowledge_{IM}$ — стандартизированные значения соответственно уровня и важности по переменной «Компьютеры и электроника» из раздела «Знания», Use_{LV} и Use_{IM} — аналогично по переменной «Взаимодействие с компьютерами» из раздела «Трудовая деятельность».

При проверке робастности результатов рассмотрены дополнительные показатели, учитывающие отдельные аспекты цифровизации:

- 1) индекс важности ($ИЦ_{IM}$), который рассчитывается как среднее между $Knowledge_{IM}$ и Use_{IM} ;
- 2) индекс уровня ($ИЦ_{LV}$), который рассчитывается как среднее между $Knowledge_{LV}$ и Use_{LV} ;
- 3) индекс знаний ($ИЦ_{KNOW}$), который рассчитывается как среднее между $Knowledge_{LV}$ и $Knowledge_{IM}$;
- 4) индекс использования ($ИЦ_{USE}$), который рассчитывается как среднее между Use_{LV} и Use_{IM} .

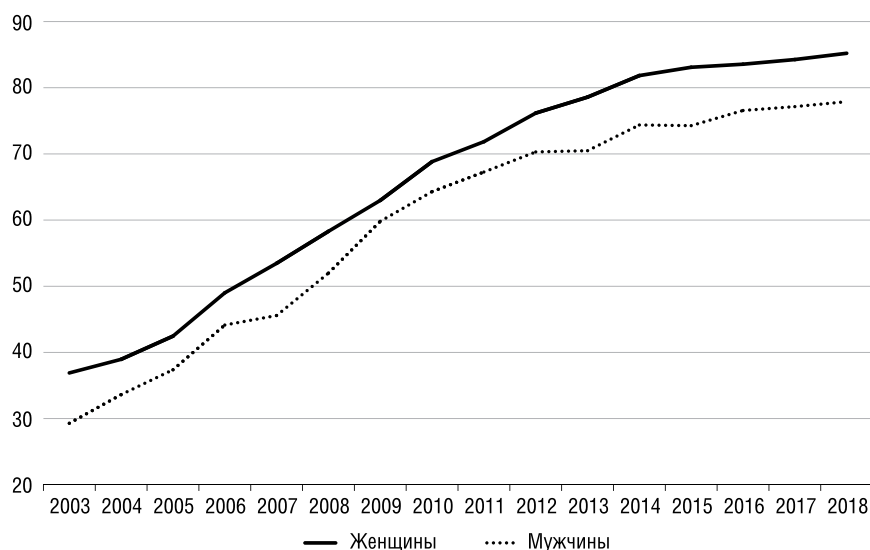
Все рассматриваемые показатели могут принимать значения от 0 до 100.

3. Развитие цифровых навыков

С 2003 года по 2018-й происходили быстрый рост цифровых навыков и интенсивная цифровизация трудовой деятельности. Об этом свидетельствуют как ответы респондентов на прямые вопросы в РМЭЗ НИУ ВШЭ, так и динамика индекса цифровизации. На рис. 1a и 1b представлено изменение доли занятого населения, использовавшего компьютер и интернет в течение последних двенадцати месяцев (без уточнения целей использования)¹³. Доля пользователей компьютеров стабильно увеличивалась как среди мужчин, так и среди женщин, при этом женщины демонстрировали небольшое, но устойчивое преимущество. К концу рассматриваемого периода около 85% опрошенных заявляли об использовании компьютера и свыше 90% — об использовании интернета. Среди мужчин эти показатели ниже на 8 п.п. по использованию компьютера и на 4,5 п.п. — по использованию интернета. Индекс цифровизации, рассчитанный на основе данных O*NET, также имеет более высокие значения среди женщин (рис. 2a), хотя за 2003–2018 годы разрыв сократился с 8–10 до 4–5 п.п., но по-прежнему остается статистически значимым (рис. 2b). Наиболее интенсивно процесс цифровизации занятости шел между 2003 годом и 2007-м, затем существенно замедлился и фактически вышел на плато после 2017-го.

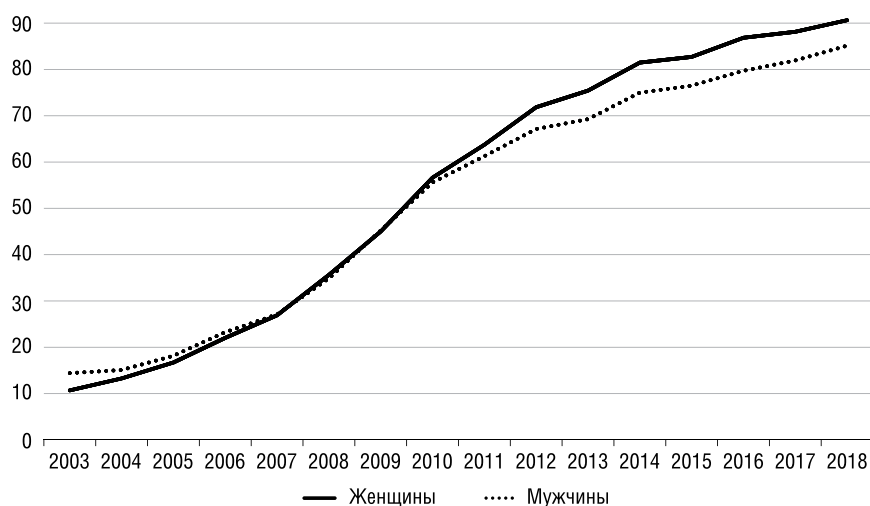
Цифровизация затронула фактически все профессии. На рис. 3 показано, как между 2003 годом и 2018-м изменился индекс цифровизации в разрезе профессий, выделенных на уровне четырехзначного кода ISCO. На рисунке представлены лишь те профессии, которые существовали и в 2003, и в 2018 годах. Размер

¹³ Изменение дизайна вопросника в 2012 году затронуло вопрос об использовании интернета, хотя сама формулировка вопроса не менялась. До 2012 года он задавался только респондентам, положительно ответившим на вопрос об использовании компьютера, с 2012-го — всем респондентам. Таким образом, с 2012 года в ответах стал более полно учитываться доступ к другим типам устройств.



Источник: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ. <http://www.hse.ru/rlms>.

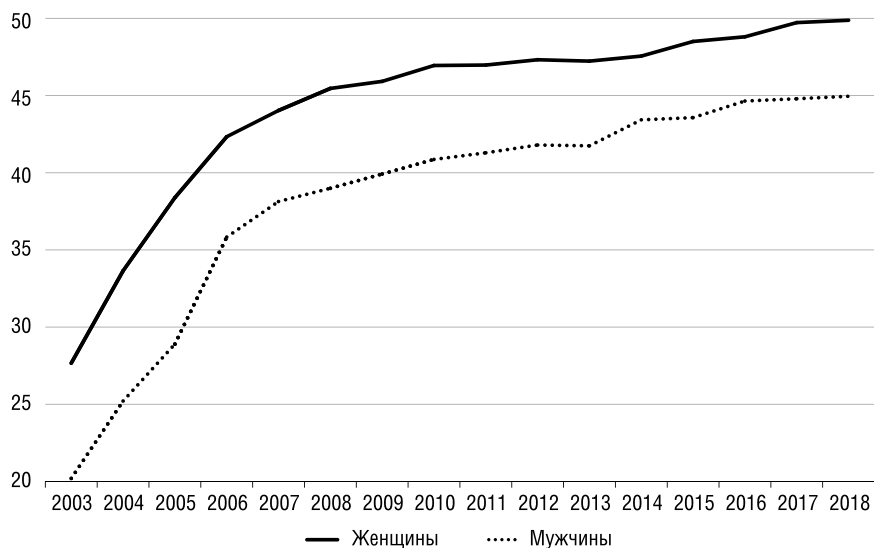
Рис. 1а. Доля занятого населения 20–60 лет, использовавшего компьютер в течение последних двенадцати месяцев, 2003–2018 годы (%)



Источник: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ. <http://www.hse.ru/rlms>.

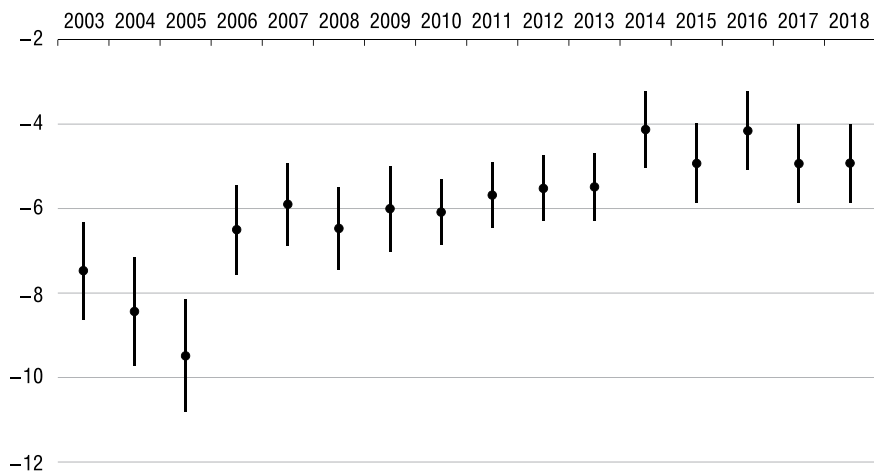
Рис. 1б. Доля занятого населения 20–60 лет, использовавшего интернет в течение последних двенадцати месяцев, 2003–2018 годы (%)

круга пропорционален доле занятых в профессии, по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2018 год. Все круги, которые лежат выше линии, проведенной под углом 45°, обозначают профессии, в которых увеличилась роль цифровых навыков. На рисунке видно, что существенное улучшение наблюдалось для всех профессий за крайне редкими исключениями. Например, за 2003–2018 годы



Источник: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ. <http://www.hse.ru/rhms>.

Рис. 2а. Динамика индекса цифровизации профессий, 2003–2018 годы

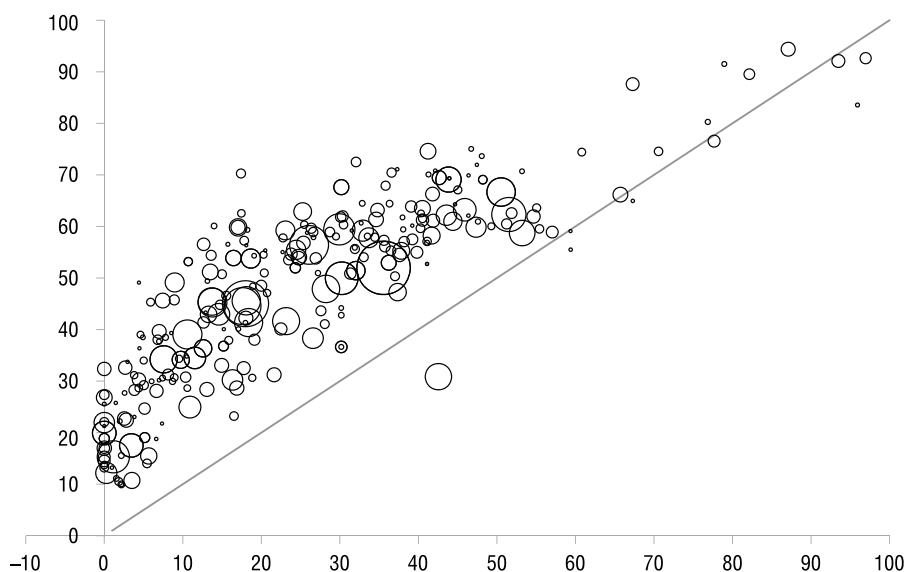


Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rhms>.

Рис. 2б. Разрыв в уровне цифровизации профессий между мужчинами и женщинами: точечные оценки и 95-процентные доверительные интервалы (вертикальные линии)

индекс вырос для учителей средней школы с 30 до 59 баллов, для продавцов-консультантов в магазинах — с 36 до 52, для водителей автомобилей (включая водителей такси) — с 11 до 39, для механиков-ремонтников — с 18 до 41, для уборщиков в офисах и гостиницах — с 1 до 15.

На рис. 4 все профессии разделены на четыре группы в зависимости от значения ИЦ_{баз}: с низким (0–30 баллов), средним (30–60 бал-



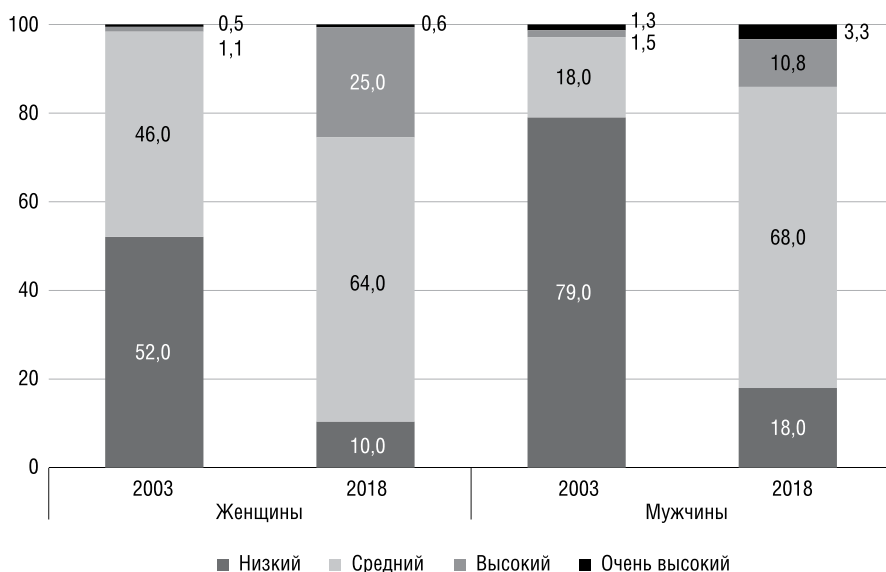
Примечания: 1. Представлены только профессии, присутствующие в выборке и в 2003, и в 2018 годах. 2. Профессии выделены на уровне четвертого знака ISCO-08. 3. Размер круга пропорционален доле занятых в соответствующей профессии в РМЭЗ НИУ ВШЭ в 2018 году.

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rf/ms>.

Рис. 3. **Индекс цифровизации, 2003 (ось абсцисс) и 2018 (ось ординат) годы**

лов), высоким (60–80 баллов) и очень высоким (свыше 80 баллов) уровнями цифровизации. В 2003 году большинство работающих — как среди мужчин, так и среди женщин — были заняты в профессиях с низким уровнем цифровизации (79 и 52% соответственно). Занятость в профессиях со средним уровнем цифровизации составляла 46% среди женщин и всего 18% — среди мужчин. В профессиях с высоким уровнем было занято менее 3% всех работников. К 2018 году картина радикально меняется: профессии с низким уровнем цифровизации становятся достаточно маргинальными, со средним уровнем — составляют две трети занятости мужчин и женщин. Резко возрастает доля занятых в профессиях с высоким уровнем цифровизации, особенно среди женщин. При этом среди женщин практически не повышается занятость в профессиях с очень высоким уровнем цифровизации, тогда как среди мужчин она увеличивается в два с половиной раза (до 3,3%). Таким образом, общий рост цифровизации женских профессий не отражается на представленности женщин в наиболее высокотехнологичных профессиях. Вместе с тем видно, что высокотехнологичные профессии в силу малой доли в занятости не могли являться основным драйвером роста уровня цифровиза-

ции. Более существенным фактором стало увеличение важности цифровых навыков в массовых профессиях: учителя начали вести электронные журналы и общаться с родителями в чатах, водители такси освоили агрегаторы для поиска заказов и навигаторы для определения маршрута и т. п.



Примечание. Низкий уровень цифровизации — ИЦ от 0 до 30 баллов, средний — 30–60 баллов, высокий — 60–80 баллов, очень высокий — свыше 80 баллов.

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/r/ms>.

Рис. 4. Структура занятости по уровню цифровизации профессий (%)

Какую же роль играла цифровизация внутри профессий по сравнению с реструктуризацией занятости в пользу более цифровизированных профессий? В табл. 1 показана декомпозиция изменений в уровне цифровизации за 2003–2018 годы. Изменения в среднем значении индекса цифровизации разложены на три компонента:

- за счет роста индекса *внутри* профессий, существовавших и в 2003, и в 2018 годах;
- за счет роста доли более цифровизированных профессий среди профессий, существовавших и в 2003, и в 2018 годах;
- за счет появления новых и исчезновения устаревших профессий.

Ключевым источником роста индекса цифровизации как для мужчин, так и для женщин — с большим отрывом от других фак-

торов — была цифровизация профессий, уже существовавших в 2003 году. При этом внутри существующих профессий цифровизация шла довольно равномерно среди женщин, тогда как в изменение величины индекса цифровизации среди мужчин заметный вклад внесла реструктуризация традиционной занятости в пользу более цифровизированных профессий. Существенное значение имело появление новых и исчезновение устаревших профессий: новые профессии заметно опережают по уровню цифровизации исчезнувшие из классификатора. Безусловно, нельзя полностью исключить влияние технических моментов, связанных с возможными ошибками при кодировании профессий в РМЭЗ НИУ ВШЭ. Кроме того, из-за сравнительно малого объема выборки РМЭЗ НИУ ВШЭ профессии с небольшим количеством занятых могут фиксироваться не во всех раундах. Поэтому к интерпретации этого компонента декомпозиции нужно относиться с осторожностью. Вместе с тем понятно, что указанные причины могли привести только к завышению роли оборота профессий и не меняют общего вывода о том, что появление новых и исчезновение старых профессий играло незначительную роль.

4. Цифровизация и заработные платы

Цифровизация оказывает самостоятельное позитивное воздействие на заработные платы помимо опосредованного влияния через образование или выбор профессии, что показывают оценки уравнения заработной платы минцеровского типа. Зависимой переменной в уравнении является логарифм часовой заработной платы. В качестве независимых включены стандартные переменные: образование (ниже среднего общего, среднее общее, среднее профессиональное, высшее), специальный стаж и его квадрат,

Т а б л и ц а 1

Декомпозиция изменений в уровне цифровизации

	Женщины		Мужчины	
	баллы	%	баллы	%
Значение ИЦ _{баз} , 2003 год	27,7		20,2	
Значение ИЦ _{баз} , 2018 год	49,9		45,0	
Изменение за 2003–2018 годы, за счет:	22,2	100,0	24,8	100,0
цифровизации внутри профессий	19,1	85,8	20,1	81,2
изменения профессиональной структуры	0,2	1,0	2,5	10,3
появления новых / исчезновения устаревших профессий	2,9	13,2	2,1	8,5

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rllms>.

возраст (16–24, 25–44, 25–60 лет), тип населенного пункта (село и поселок городского типа, город, город — административный центр субъекта РФ, Москва и Санкт-Петербург), регион (на уровне субъектов РФ), размер организаций (пять категорий, включая отдельную категорию для пропущенных значений), фиктивные переменные для занятости в организациях с участием государства и года обследования. В дополнение к стандартным переменным в уравнение включены переменные, касающиеся цифровизации: использование компьютера в течение последних двенадцати месяцев и индекс цифровизации, рассчитанный на основе O*NET. Имеющаяся в РМЭЗ НИУ ВШЭ переменная использования компьютера дает лишь очень грубое представление о цифровых навыках индивида, в формулировке вопроса нет указаний ни на частоту использования, ни на то, используется ли компьютер на работе. К тому же вопрос касается именно компьютеров, в то время как в последние годы цифровая активность всё больше смещается в сторону мобильных устройств. Коэффициент при этой переменной, скорее всего, завышен по причине эндогенности. Индекс цифровизации профессий лучше характеризует различия между профессиями в требованиях к владению ИКТ. Однако следует понимать, что этот показатель не отражает индивидуальные цифровые навыки, а представляет собой их усредненную оценку в рамках той или иной профессии¹⁴.

В табл. 2 приводятся оценки коэффициента при индексе цифровизации. Уравнение оценивается по выборке для всех лет и для начала и конца рассматриваемого периода. С учетом сравнительно небольшой вариации индекса в течение одного года¹⁵ при оценивании уравнений для начала и конца периода объединены данные за три последовательных раунда (2003–2004–2005 и 2016–2017–2018 годы). В соответствии с рекомендациями [Cameron, Miller, 2015] во всех уравнениях, включая приведенные ниже декомпозиции, стандартные ошибки кластеризованы по двум переменным. Во-первых, ошибки кластеризованы на том уровне, на котором варьируется основная из интересующих нас переменная $ИЦ_{баз}$, то есть на уровне пересечения года обследования с четырехзначным кодом ISCO. Во-вторых, используемые данные являются выборкой из панельного обследования, и для учета этой особенности данных в качестве второй переменной для кластеризации взят идентификатор индивида в РМЭЗ НИУ ВШЭ. Это очень консерва-

¹⁴ Дескриптивные статистики и полные результаты регрессионных расчетов доступны по требованию.

¹⁵ Для каждого года имеется около 300–340 уникальных профессий; в выборках, построенных отдельно для мужчин и женщин, — 200–250 уникальных профессий.

Т а б л и ц а 2

Отдача от цифровых навыков

	Женщины			Мужчины		
	B	Se	N	B	Se	N
Все годы						
ИЦ _{баз}	0,003***	0,000	34 643	0,003***	0,000	27 275
Использование компьютера	0,199***	0,012		0,179***	0,012	
2003–2005 годы						
ИЦ _{баз}	0,002**	0,001	4582	0,001	0,001	3490
Использование компьютера	0,211***	0,028		0,180***	0,031	
2016–2018 годы						
ИЦ _{баз}	0,003***	0,001	6019	0,003***	0,001	4916
Использование компьютера	0,141***	0,024		0,154***	0,024	
2004–2018 годы (с добавлением отрасли)						
ИЦ _{баз}	0,003***	0,000	33 085	0,003***	0,000	26 116
Использование компьютера	0,186***	0,011		0,167***	0,011	
2006–2016 годы (с добавлением отрасли)						
ИЦ _{баз}	0,002**	0,000	26 074	0,003***	0,000	20 540
Использование компьютера для работы/учебы	0,251***	0,013		0,161***	0,012	

Примечания: 1. Представлены коэффициенты при соответствующих переменных в уравнении заработной платы. 2. Стандартные ошибки кластеризованы по переменным: год × 4-digit ISCO и идентификатор индивида. 3. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне.

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rhms>.

тивный подход, но он позволяет учесть характер данных и гарантировать от необоснованного занижения стандартных ошибок.

Использование компьютера ассоциируется с более высоким уровнем заработной платы. Эта зависимость постепенно ослабевает со временем, по мере распространения элементарных цифровых навыков. Поскольку есть серьезные причины подозревать эндогенность этой переменной (из-за пропущенных переменных и обратной причинности), можно считать, что коэффициент при ней отражает корреляцию, а не причинно-следственную связь. В отношении индекса цифровизации и у женщин, и мужчин наблюдается схожая зависимость: заработная плата растет по мере увеличения индекса цифровизации. При этом коэффициент несколько ниже в начале периода, но увеличивается в дальнейшем.

Особо важную роль играет включение в модель отраслевых переменных (двенадцать категорий). В исследовании, проведенном компанией «МакКинзи», было показано, что цифровое отставание России от развитых стран сильно различается по отраслям. Некоторые отрасли (ИКТ, образование, финансы) по уровню цифровизации приближаются к мировым стандартам, в других (до-

бывающая промышленность, транспорт, обрабатывающие производства) отставание остается очень существенным¹⁶. Возможно, величина коэффициента при индексе цифровизации частично отражает эффект неравномерного распределения профессий с разным уровнем цифровизации по отраслям. Из табл. 2 видно, что добавление контроля по отраслям не оказало значимого влияния на величину коэффициентов. Это важно, поскольку устойчивость коэффициента при добавлении характеристик рабочих мест является дополнительным аргументом в пользу адекватности переноса американского показателя на российские данные.

Значимые коэффициенты при переменных цифровизации сохраняются и в том случае, если вместо переменной использования компьютера в последние двенадцать месяцев включить в спецификацию более конкретную переменную использования компьютера для работы или учебы в последние двенадцать месяцев. Последняя доступна в данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2006–2016 годы. В этой спецификации у женщин, но не у мужчин, происходит увеличение коэффициента при переменной использования компьютера. Эти результаты могут указывать на более высокую вариацию цифровых навыков внутри профессий среди женщин или отражать тот факт, что женщины чаще используют компьютер для общения в социальных сетях, поэтому ответ на более конкретный вопрос об использовании компьютера для работы/учебы дает более высокую отдачу.

На следующем шаге, используя метод Оаксаки — Блайндера, разложим гендерный разрыв в средних заработных платах на две части — объясненную и необъясненную — и далее оценим вклад переменных цифровизации в каждую из этих частей. Объясненная часть связана с различиями между мужчинами и женщинами в значениях наблюдаемых характеристик, поэтому объясненную часть также называют эффектом характеристик. Необъясненная часть отражает воздействие ненаблюдаемых характеристик, отбора, дискриминации женщин и фаворитизма в пользу мужчин. Необъясненную часть называют также эффектом отдачи.

Декомпозиция производится по следующей общей формуле:

$$y^M - y^F = \Delta x[D\beta^M + (I - D)\beta^F] + \Delta\beta[x^M(I - D) + x^FD], \quad (3)$$

где индексы M и F обозначают мужчин и женщин соответственно, y — логарифм средней почасовой заработной платы, x — средние значения наблюдаемых характеристик (тех же, что использовались выше в минцеровском уравнении), β — вектор параметров уравнения, включающий константу, I — единичная матрица, D —

¹⁶ См. Цифровая Россия: новая реальность. М.: Мак-Кинзи, 2017.

матрица весов. Таким образом, Δx представляет собой разницу между мужчинами и женщинами в средних значениях объясняющих переменных, включенных в уравнения, и первое слагаемое в формуле (3) характеризует объясненную часть различий в средних заработных платах; $\Delta\beta$ — разница в значениях коэффициентов уравнений заработной платы, оцененных отдельно для мужчин и женщин (то есть разница в отдачах от наблюдаемых характеристик). Соответственно второе слагаемое описывает необъясненную часть различий.

Матрица весов D определяет, какая значимость придается коэффициентам «мужского» и «женского» уравнений. В литературе по дискриминации она характеризует контрафактическую (counterfactual) структуру отдачи в идеальном мире, где дискриминация отсутствует. Для построения матрицы весов было предложено несколько методологических подходов, основанных на различных предположениях. Изменение матрицы весов позволит измерить чувствительность оценок к изменениям в предположениях относительно контрафактической структуры отдачи.

В настоящей работе рассмотрены наиболее распространенные подходы к построению матрицы весов. Первые два были предложены в исходных работах Алана Блайндера и Рональда Оаксаки [Blinder, 1973; Оаксака, 1973]. Согласно им матрица весов может быть единичной ($D = 1$) или нулевой ($D = 0$). Если $D = 1$, то в качестве контрафактической структуры отдачи используются коэффициенты мужского уравнения (β^M), то есть предполагается, что в отсутствие искажений, связанных с дискриминацией и другими ненаблюдаемыми факторами, и женщины имели бы такие же отдачи от наблюдаемых характеристик, которые в реальном мире имеют мужчины. И наоборот, если $D = 0$, то контрафактической структурой отдачи становятся коэффициенты «женского» уравнения (β^F). Эта ситуация соответствует предположению о том, что в отсутствие искажений все индивиды имели бы такие же отдачи от наблюдаемых характеристик, которые в реальном мире имеют женщины.

Третий подход состоит в том, чтобы использовать коэффициенты из обоих уравнений, но с разными весами. В частности, Джереми Коттон [Cotton, 1988] предложил взвешивать коэффициенты уравнений по доле в выборке наблюдений из каждой группы. Так, если доля мужчин в выборке составляет f^M , то матрица весов принимает вид: $\text{diag}(D) = f^M$. В рассматриваемой выборке $f^M = 0,474$, то есть в рамках этого подхода коэффициенты «мужского» уравнения имеют вес 0,474, а «женского» — 0,526.

И наконец, еще один подход, предложенный Давидом Ньюмарком [Neumark, 1988], предполагает использование — в качестве

контрафактической структуры отдач — коэффициентов из уравнения по общей выборке, включающей мужчин и женщин (β^{pooled}). В этом случае декомпозиция принимает следующий вид:

$$y^M - y^F = \Delta x \beta^{pooled} + [x^M(\beta^M - \beta^{pooled}) + x^F(\beta^F - \beta^{pooled})]. \quad (4)$$

Результаты декомпозиции с использованием четырех описанных подходов представлены в табл. 3. Агрегированная декомпозиция представляет собой разложение разрыва в оплате труда на объясненную (E) и необъясненную (U) части. Детальная композиция показывает вклад отдельных переменных или групп переменных в формирование этих частей. Строка «Возраст» суммирует вклады переменных возраста, «Образование» — вклады переменных уровней образования, «Характеристики рабочего места» — вклады переменных специального стажа и его квадрата, работы на предприятии с государственным участием и размеров предприятия, «География» — вклад переменных региона и типа населенного пункта и т. д. Значения с положительным знаком указывают на преимущество мужчин, с отрицательным — на преимущество женщин.

Кратко охарактеризуем общие результаты декомпозиции для разных спецификаций и затем обратимся к вкладу цифровых навыков. Представленные оценки показывают, что результаты декомпозиции очень устойчивы к изменению предпосылок относительно вида матрицы весов, то есть к выбору той или иной контрафактической структуры отдач. Даже в двух полярных вариантах ($D = 0$ и $D = 1$) различия в оценках не являются статистически значимыми. Во всех вариантах декомпозиции необъясненная часть превышает общую величину гендерного разрыва, а объясненная имеет отрицательный знак. Другими словами, женщины в среднем обладают более высоким запасом производительных характеристик (по крайней мере с точки зрения наблюдаемых характеристик) и в отсутствие искажений должны были бы получать более высокую (!) заработную плату, чем мужчины. Этот результат отличается от стандартного для развитых стран [Blau, Kahn, 2017], но совпадает с результатами предшествующих исследований гендерного разрыва по российским данным [Khitarishvili, 2019].

Женщины имеют более высокий уровень образования и цифровой грамотности, при этом образование дает женщинам более высокую отдачу, чем мужчинам. Однако эти преимущества нивелируются за счет того, что женщины заняты на рабочих местах с более низкими заработными платами и у них ниже вариация в межрегиональных различиях. Однако всё равно значительная часть гендерного разрыва остается необъясненной, поэтому

Т а б л и ц а 3

Декомпозиция гендерного разрыва в заработной плате

	Коэффициенты из общего уравнения		Коэффициенты из «женского» уравнения ($D = 0$)		Коэффициенты из «мужского» уравнения ($D = 1$)		Взвешенные коэффициенты ($diag(D) = 0.474$)		С добавлением отрасли ^a из общего уравнения		С добавлением отрасли и учетом различий в уровнях занятости мужчин и женщин ^a (коэффициенты из общего уравнения)	
	E	U	E	U	E	E	E	U	E	U	E	U
Разрыв: $y^M - y^F$	0,251*** (0,017)											
Агрегированная декомпозиция	-0,060*** (0,014)	0,311*** (0,010)	-0,070*** (0,015)	0,322*** (0,010)	-0,044*** (0,014)	0,295*** (0,010)	-0,058*** (0,014)	0,309*** (0,010)	-0,032*** (0,014)	0,280*** (0,010)	0,008 (0,015)	0,240*** (0,010)
Детальная декомпозиция												
Индекс цифровизации	-0,016*** (0,003)	0,017 (0,023)	-0,015*** (0,003)	0,017 (0,022)	-0,018*** (0,003)	0,019 (0,025)	-0,016*** (0,003)	0,018 (0,023)	-0,017*** (0,003)	0,032 (0,023)	-0,016*** (0,003)	0,033 (0,023)
Использование компьютера	-0,012*** (0,003)	-0,013 (0,011)	-0,012*** (0,003)	-0,013 (0,010)	-0,011*** (0,002)	-0,014 (0,011)	-0,012*** (0,002)	-0,014 (0,011)	-0,011*** (0,002)	-0,013 (0,011)	-0,007*** (0,002)	-0,042*** (0,019)
Возраст	0,000 (0,001)	0,002 (0,004)	-0,001** (0,001)	0,003 (0,004)	0,001 (0,001)	0,001 (0,005)	0,003 (0,001)	0,002 (0,004)	0,003 (0,001)	0,001 (0,004)	0,000 (0,000)	-0,017* (0,009)
Образование	-0,046*** (0,004)	-0,007* (0,004)	-0,056*** (0,005)	0,002 (0,003)	-0,036*** (0,004)	-0,018*** (0,005)	-0,046*** (0,004)	-0,007* (0,004)	-0,046*** (0,004)	-0,007* (0,004)	-0,036*** (0,004)	-0,015** (0,006)
Характеристики рабочего места	0,021*** (0,003)	0,017 (0,013)	0,022*** (0,003)	0,017 (0,011)	0,024*** (0,004)	0,014 (0,015)	0,023*** (0,003)	0,015 (0,014)	0,047*** (0,005)	0,065*** (0,015)	0,048*** (0,005)	0,060*** (0,015)
География	-0,007 (0,007)	0,040*** (0,011)	-0,009 (0,007)	0,041*** (0,011)	-0,006 (0,007)	0,039*** (0,011)	-0,007 (0,007)	0,040*** (0,011)	-0,007 (0,007)	-0,012 (0,009)	-0,006 (0,007)	0,043*** (0,010)
Год	0,001 (0,006)	0,095** (0,042)	0,001 (0,006)	0,095** (0,042)	0,001 (0,006)	0,095** (0,042)	0,001 (0,006)	0,095** (0,042)	0,001 (0,005)	-0,006* (0,036)	0,001 (0,006)	-0,076** (0,032)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

	Коэффициенты из общего уравнения		Коэффициенты из «женского» уравнения ($D = 0$)		Коэффициенты из «мужского» уравнения ($D = 1$)		Взвешенные коэффициенты ($diag(D) = 0,474$)		С добавлением отрасли ^a (коэффициенты из общего уравнения)		С добавлением отрасли и учетом различий в уровнях занятости мужчин и женщин ^a (коэффициенты из общего уравнения)	
	E	U	E	U	E	E	E	U	E	U	E	U
Фактор отбора											0,025*** (0,003)	-0,115** (0,043)
Константа		0,160*** (0,048)		0,160*** (0,048)		0,160*** (0,048)		0,160*** (0,048)		0,273*** (0,043)		0,370*** (0,082)
N	61918		61918		61918		61918		59201		59127	

^a Данные за 2004–2018 годы.

Примечания: 1. В скобках приведены робастные стандартные ошибки, кластеризованные по переменным: год × 4-digit ISCO и идентификатор индивида. 2. E — объясненная часть, U — необъясненная часть. 3. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне.

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rims>.

мы расширили спецификацию, добавив отраслевые переменные и сделав попытку учесть различия в уровнях занятости мужчин и женщин.

Отраслевые переменные оказывают заметное влияние на результаты декомпозиции: сокращается необъясненная часть, увеличивается важность характеристик рабочего места (отраслевые переменные были включены в эту строку) как в объясненной, так и в необъясненной частях. Так, с учетом отраслевой сегрегации женщины, будучи заняты на схожих с мужчинами рабочих местах, получают более низкую отдачу. Для учета различий в уровнях занятости мужчин и женщин вместо обычных уравнений заработной платы оценивались уравнения с хекмановской коррекцией. Хекмановская коррекция предназначена для учета неслучайного отбора и предполагает оценку уравнения заработной платы в связке с уравнением отбора. Эти уравнения оценивались отдельно для мужчин и женщин с включением в уравнение отбора двух дополнительных переменных — фиктивной переменной для состояния в браке (зарегистрированном или незарегистрированном) и количества детей до 18 лет. Как для женщин, так и для мужчин отбор играет значимую роль, как и ожидалось — более высокую для женщин¹⁷. Учет отбора приводит к дальнейшему сокращению необъясненной части.

В распределении цифровых навыков (колонки табл. 3, относящиеся к объясненной части разрыва) женщины демонстрируют уверенное лидерство: среди них выше доля тех, кто имеет опыт использования компьютера, и они заняты в профессиях с более высоким уровнем цифровизации. При этом с точки зрения отдач (колонки, относящиеся к необъясненной части разрыва) мы наблюдаем схожую картину для обеих цифровых переменных. Навыки личного использования компьютера приносят женщинам такое же вознаграждение, как и мужчинам (различия появляются лишь в спецификации с хекмановской коррекцией — в уравнении отбора переменная использования компьютера оказывает более существенный эффект на вероятность занятости среди женщин, чем среди мужчин). Индекс цифровизации в необъясненной части также остается незначимым, то есть при цифровизации своей профессии или переходе в более цифровизированную профессию мужчины и женщины получают одинаковый прирост заработной платы. Можно предположить, что работодатели имеют возможность отслеживать цифровые компетенции гораздо лучше многих других навыков, поэтому они не являются дополнительным источником дискриминации женщин.

¹⁷ Полные результаты оценивания доступны по требованию.

В табл. 4 представлена декомпозиция гендерного разрыва для начала и конца периода. При оценивании уравнения заработной платы использовалась спецификация с отраслевыми переменными и коэффициентами из объединенного уравнения. Видно, что с течением времени произошло некоторое усиление преимущества женщин в части условного распределения занятости в пользу более цифровизированных профессий на фоне снижения преимущества в использовании компьютера. Однако с учетом стандартных ошибок эти изменения не являются статистически значимыми. Различия в отдачах от цифровых навыков не являются статистически значимыми ни для одного из рассматриваемых подпериодов. Поэтому оценки в табл. 3 для данных, объединенных за все годы, можно считать отражающими ситуацию за весь рассматриваемый период.

Т а б л и ц а 4

Декомпозиция гендерного разрыва в начале и конце периода

	2004–2006 годы		2016–2018 годы	
	Е	У	Е	У
Разрыв: $y^M - y^F$	0,281*** (0,034)		0,232*** (0,027)	
Агрегированная декомпозиция	-0,021 (0,029)	0,302*** (0,021)	-0,042* (0,022)	0,274*** (0,019)
Детальная декомпозиция				
Индекс цифровизации	-0,010* (0,006)	-0,023 (0,037)	-0,015*** (0,005)	0,020 (0,045)
Использование компьютера	-0,012** (0,005)	-0,004 (0,014)	-0,009*** (0,003)	0,010 (0,027)
N	8809		10935	

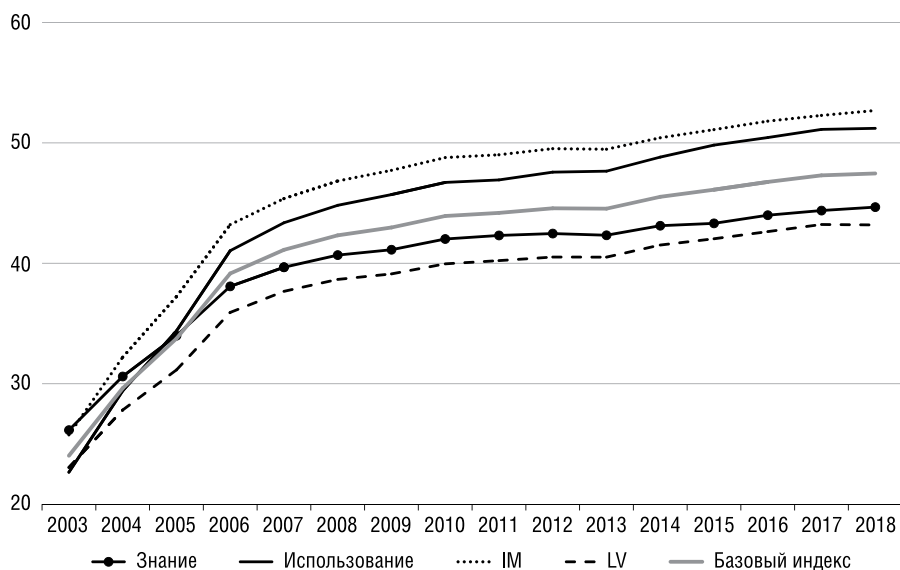
Примечания: 1. В скобках приведены робастные стандартные ошибки, кластеризованные по переменным: год $\times$ 4-digit ISCO и идентификатор индивида. 2. Е — объясненная часть, У — необъясненная часть. 3. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне.

Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rlms>.

5. Альтернативные индексы цифровизации

Данные O*NET позволяют рассчитать другие показатели цифровизации, учитывающие отдельные аспекты ее измерения. На рис. 5 сравнивается динамика базового индекса цифровизации с частными индексами, отражающими важность цифровых навыков ($ИЦ_{IM}$), их уровень ($ИЦ_{LV}$), знания ($ИЦ_{KNOW}$) и использование ($ИЦ_{USE}$). Базовый индекс занимает серединную позицию. Наиболее быстрыми темпами в 2003–2018 годах росла важность цифровых навыков — характеристика, описывающая спрос на цифровые навыки со стороны работодателей. Медленнее всего

увеличивался показатель уровня цифровых навыков, то есть их предложение со стороны работников. Таким образом, спрос на цифровые навыки опережал их предложение. Наблюдался также перенос внимания со знаний на использование: в начале знания оценивались выше навыков практического использования, однако уже с 2006 года наблюдается перевес в пользу использования, и в дальнейшем происходит увеличение этого перевеса.



Источник: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rhms>.

Рис. 5. Альтернативные индексы цифровизации профессий

В табл. 5 представлены оценки декомпозиции гендерного разрыва для 2004–2018 годов с использованием альтернативных индексов цифровизации. При оценивании уравнения заработной платы использовалась спецификация с отраслевыми переменными и коэффициентами их объединенного уравнения. Как видно из таблицы, общие основные результаты очень схожи с результатами декомпозиции с базовым индексом цифровизации. Описанные выше закономерности более четко видны в спецификациях с индексом использования и индексом значимости. По этим показателям сильнее заметно преимущество женщин: они чаще заняты в профессиях с более высоким спросом на цифровые навыки и в тех профессиях, где выше оценивается использование цифровых навыков. В части профессий, требующих теоретических знаний, преимущество женщин менее очевидно, но тоже присутствует и со значимым коэффициентом. Единственным отличием от базовой спецификации является появление значимого

Т а б л и ц а 5

Декомпозиция гендерного разрыва с использованием альтернативных индексов цифровизации

	ИЦ _{KNOW}		ИЦ _{USE}		ИЦ _{LM}		ИЦ _{LV}	
	E	U	E	U	E	U	E	U
Разрыв: $y^M - y^F$	0,248*** (0,017)							
Агрегированная декомпозиция	-0,028* (0,014)	0,275*** (0,010)	-0,035** (0,014)	0,283*** (0,010)	-0,034** (0,014)	0,282*** (0,010)	-0,030*** (0,014)	0,278** (0,010)
Детальная декомпозиция								
Индекс цифровизации	-0,012*** (0,002)	0,012 (0,022)	-0,018*** (0,003)	0,044** (0,022)	-0,017*** (0,003)	0,042* (0,022)	-0,015*** (0,003)	0,023 (0,023)
Использование компьютера	-0,011*** (0,002)	-0,012 (0,011)	-0,011*** (0,002)	-0,014 (0,011)	-0,011*** (0,002)	-0,014 (0,011)	-0,011*** (0,002)	-0,012 (0,011)
N	59 201		59 201		59 201		59 201	

Примечания: 1. В скобках приведены робастные стандартные ошибки, кластеризованные по переменным: год × 4-digit ISCO и идентификатор индивида. 2. E — объясненная часть, U — необъясненная часть. 3. *** — оценка коэффициента значима на 1-процентном уровне, ** — оценка коэффициента значима на 5-процентном уровне, * — оценка коэффициента значима на 10-процентном уровне.

Источники: данные O*NET и РМЭЗ НИУ ВШЭ. <https://www.onetcenter.org>; <http://www.hse.ru/rhms>.

положительного коэффициента при индексе цифровизации в необъясненной части. Этот коэффициент может означать, что в некоторых обстоятельствах мужчины всё же получают более высокую отдачу, чем женщины, от цифровизации своих профессий или при переходе в более цифровизированную профессию. Этот эффект может наблюдаться при использовании показателей цифровизации, делающих акцент на навыках использования ИКТ.

Заключение

С использованием данных РМЭЗ НИУ ВШЭ и O*NET за 2003–2018 годы в статье рассматривается эволюция цифрового контента профессий и навыков ИКТ среди мужчин и женщин на российском рынке труда. Проведенные расчеты фиксируют существенный рост доли занятого населения, использующего компьютеры и интернет на фоне усиления спроса на цифровые навыки со стороны работодателей. Если в начале периода большинство мужчин и женщин были заняты в профессиях с низким уровнем цифровизации, то к 2018 году профессии с низким уровнем цифровизации становятся маргинальными, профессии со средним уровнем цифровизации обеспечивают занятость для двух третей мужчин и женщин. Несмотря на высокие темпы цифровизации женской занятости, представленность женщин в наиболее высокотехнологичных профессиях практически не изменилась, в то время как среди мужчин этот показатель вырос в два с половиной раза. При этом средний уровень цифровых навыков остается выше среди женщин, хотя разрыв и сократился вдвое в течение рассматриваемого периода.

Однако высокотехнологичные профессии в силу малой доли в занятости не могли являться основным драйвером роста уровня цифровизации. Главным источником цифровой трансформации явилась быстрая цифровизация традиционных профессий; появление новых и исчезновение устаревших профессий играло второстепенную роль.

Цифровизация сама по себе оказывает позитивное воздействие на заработные платы, помимо опосредованного влияния через образование или выбор сферы занятости, что показывают оценки уравнения заработной платы. Имеющиеся данные не позволяют получить точные размеры эффекта, но убедительно демонстрируют, что наличие навыков использования компьютера коррелирует с более высоким уровнем заработной платы, и средние заработные платы — при прочих равных — выше в профессиях с более высоким уровнем цифровизации. При этом зависимость между

цифровым индексом профессии и заработной платой усиливалась с течением времени.

Цифровые навыки вносят значимый вклад в объяснение гендерного разрыва в оплате труда. Учитывая преимущество женщин в части опыта использования компьютеров и их занятости в профессиях с более высокими цифровыми требованиями, включение цифровизации в декомпозицию ведет к увеличению условной величины гендерного разрыва. Вместе с тем цифровизация не является дополнительным источником дискриминации женщин. Навыки личного использования компьютера приносят женщинам такое же вознаграждение, что и мужчинам, а при цифровизации своей профессии или переходе в более цифровизированную профессию мужчины и женщины получают одинаковый прирост заработной платы. Это может означать, что цифровые компетенции измеряются и отслеживаются работодателями гораздо лучше многих других навыков.

Полученные результаты демонстрируют хорошую устойчивость по отношению к многочисленным проверкам робастности, проведенным в работе. Следует, впрочем, принимать во внимание, что используемые индексы цифровизации основаны на американских данных, хотя и с корректировкой на профессиональную структуру российской занятости. Построенные индексы хорошо коррелируют с показателями использования компьютера и интернета из РМЭЗ НИУ ВШЭ, но в целом существующие данные по ИКТ крайне ограничены для анализа воздействия цифровизации на российский рынок труда. В имеющихся в России обследованиях не разрабатываются показатели цифровизации в разрезе узких профессий и отраслей. Всестороннего описания профессий, схожего с проектом O*NET, в России не существует, поэтому представляется целесообразным создание системы отслеживания требований к профессиям по ключевым навыкам, в том числе цифровым.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 2, pp. 88-117

Anna L. LUKYANOVA, Cand. Sci. (Econ.). Centre for Labour Market Studies, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnikovskaya ul., Moscow, 110100, Russian Federation).

E-mail: alukyanova@hse.ru

Digitalization and the Gender Wage Gap in Russia

Abstract

Using the data from RLMS-HSE and O*NET for 2003–2018, we examine the development of ICT skills and changes in digital requirements within occupations

in the Russian labor market. The degree and pace of digitalization vary widely across occupations. Occupational segregation contributes to the fact that digitalization has different effects on the employment and earnings of men and women. Although the diffusion of digital technologies is an ongoing trend, the Russian workforce digitalized rapidly over the 15 years. We find growing demand for digital skills from employers, backed with a significant increase in the proportion of the working population using computers and the Internet. The average level of digital skills remains higher among women, although the gap halved between 2003 and 2018. The rapid digitalization of existing occupations was by far the main driver of digital transformation while emerging and disappearing occupations were playing a secondary role. Digital adoption has an independent and positive impact on earnings. Computer use is associated with increased pay; average wages, *ceteris paribus*, are higher in occupations with higher levels of digitalization. The correlation between computer use and wages weakens over time with the spread of basic digital skills. On the contrary, the relationship between wages and the digital scores of occupations had strengthened by 2018. Adding digital variables to the Oaxaca–Blinder decomposition widens the conditional gender pay gap, but digitalization has not become a new source of discrimination against women. The results are robust to changes in model assumptions and equation specifications.

Keywords: gender, occupational segregation, ICT skills.

JEL: J16, J24, J31, O33.

References

1. Akerman A., Gaarder I., Mogstad M. The Skill Complementarity of Broadband Internet. *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, vol. 130, no. 4, pp. 1781-1824.
2. Autor D. H., Dorn D. The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 2013, vol. 10, no. 5, pp. 1553-1597.
3. Autor D. H., Levy F., Murnane R. J. The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, vol. 118, no. 4, pp. 1279-1334.
4. Black S. E., Spitz-Oener A. Explaining Women's Success: Technological Change and the Skill Content of Women's Work. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, vol. 92, no. 1, pp. 187-194.
5. Blau F. D., Kahn L. M. The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*, 2017, vol. 55, no. 3, pp. 789-865.
6. Blinder A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 1973, vol. 8, no. 4, pp. 436-455.
7. Borghans L., Ter Weel B., Weinberg B. A. People Skills and the Labor-Market Outcomes of Underrepresented Groups. *ILR Review*, 2014, vol. 67, no. 2, pp. 287-334.
8. Cai Z., Fan X., Du J. Gender and Attitudes Toward Technology Use: A Meta-Analysis. *Computers & Education*, 2017, vol. 105, pp. 1-13.
9. Cameron A. C., Miller D. L. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 2015, vol. 50, no. 2, pp. 317-372.
10. Cotton J. On the Decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 1988, vol. 70, no. 2, pp. 236-243.
11. Drabowicz T. P. Gender and Digital Usage Inequality Among Adolescents: A Comparative Study of 39 Countries. *Computers & Education*, 2014, vol. 74, pp. 98-111.
12. Hall J. V., Krueger A. B. An Analysis of the Labor Market for Uber's Driver-Partners in the United States. *ILR Review*, 2018, vol. 71, no. 3, pp. 705-732.
13. Hardy W., Keister R., Lewandowski P. Educational Upgrading, Structural Change and the Task Composition of Jobs in Europe. *Economics of Transition*, 2018, vol. 26, no. 2, pp. 201-231.

14. Khitarishvili T. Gender Pay Gaps in the Former Soviet Union: A Review of the Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 2019, vol. 33, no. 4, pp. 1257-1284.
15. Muro M., Liu S., Whiton J., Kulkarni S. *Digitalization and the American Workforce*, 2017. <https://www.brookings.edu/research/digitalization-and-the-american-workforce/>.
16. Neumark D. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 1988, vol. 23, no. 3, pp. 279-295.
17. Oaxaca R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 1973, vol. 14, no. 3, pp. 693-709.
18. Pajarinen M., Rouvinen P., Ekeland A. Computerization Threatens One-Third of Finnish and Norwegian Employment. *ETLA Brief*, no. 34, 2015.
19. Siddiq F., Scherer R. Is There a Gender Gap? A Meta-Analysis of the Gender Differences in Students' ICT Literacy. *Educational Research Review*, 2019, vol. 27, pp. 205-217.
20. Warman C., Worswick C. Technological Change, Occupational Tasks and Declining Immigrant Outcomes: Implications for Earnings and Income Inequality in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 2015, vol. 48, no. 2, pp. 736-772.

История экономики

Деятельность М. Х. Рейтерна: фактор доверия

Андрей БЕЛЫХ

Андрей Акатович Белых —
доктор экономических наук,
заведующий лабораторией актуальной истории
Института общественных наук, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: abelykh@inbox.ru

Аннотация

В статье анализируется деятельность М. Х. Рейтерна, министра финансов России в 1862–1878 годах. Показано, что важным фактором успеха экономической и финансовой политики Рейтерна было доверие, что прослеживается на разных этапах его деятельности. Будущий министр входил в группу чиновников, близких к великому князю Константину Николаевичу, сыгравшему большую роль в подготовке крестьянской реформы. Участие в работе финансовой комиссии, готовившей положение о выкупе, позволило Рейтерну при поддержке великого князя возглавить Министерство финансов. Впоследствии наведение порядка в бюджетной сфере и возможность осуществить финансовую реформу в большой степени зависели от поддержки, оказанной Рейтерну Александром II. Особое внимание в статье уделено экономическому аспекту внешней политики Александра II. Показано, что добивавшемуся экономии бюджета Рейтерну не единожды приходилось вступать в конфликт с военным министром Д. А. Милютиным, которому требовались средства для осуществления военной реформы, и обоим чиновникам приходилось искать поддержки у императора. Подробно освещен эпизод с несостоявшейся добровольной отставкой Рейтерна в середине 1870-х годов, в момент обострения ситуации на Балканах, когда Александр II склонялся к объявлению войны Турции. Рейтерн не смог убедить императора в нецелесообразности войны, но по просьбе Александра II покинул пост накануне военных действий, а только после их окончания. Важным фактором успешности деятельности Рейтерна была не только его правильная стратегия вывода экономики страны из кризиса, но и созданная им «вертикаль» доверия. Доверия императора к Рейтерну, доверия Рейтерна к императору, а также взаимного доверия между Рейтерном и его сотрудниками. В приложении впервые публикуются речь Рейтерна, произнесенная перед сотрудниками Министерства финансов 14 июля 1878 года, в день прощания с бывшими коллегами, и краткий очерк, описывающий его отъезд из Санкт-Петербурга.

Ключевые слова: Михаил Христофорович Рейтерн, Россия, финансовая политика, доверие.

JEL: N13, N23, O23.

Я наделен качеством, для меня драгоценным, но которое некоторыми считается слабостью: я доверчив.

М. Х. Рейтерн (1878)

В последние годы роль доверия в развитии как экономики в целом, так и отдельных организаций привлекает всё большее внимание исследователей. На Гайдаровском форуме, прошедшем в январе 2021 года, были организованы две секции — «Экономика доверия» и «Дефициты нашего времени: Доверие. Понимание. Смысл». На заседании секции, посвященной устойчивому развитию, обсуждалось, возможно ли достижение целей устойчивого развития без укрепления доверия между государством, бизнесом и гражданским обществом.

Эта проблематика возникла не сегодня. В настоящей статье будет рассмотрена роль доверия в деятельности Михаила Христофоровича Рейтерна, занимавшего посты министра финансов России с 6 декабря 1862 года по 7 июля 1878-го и председателя Комитета министров с 4 октября 1881 года по 30 декабря 1886-го¹. Известны и его участие в великих реформах Александра II, и успехи его экономической политики: достижение профицитности бюджета, строительство сети железных дорог, поощрение частного предпринимательства, создание системы коммерческих банков. Какую роль сыграл в этом фактор доверия?

Рейтерн получил образование в знаменитом Царскосельском лицее, основанном Александром I. Первый параграф высочайше утвержденного 12 августа 1810 года положения о Лицее гласил: «Учреждение Лицея имеет целью образование юношества, особенно предназначенного к важным частям службы Государственной». Второй параграф звучал так: «Сообразно сей цели Лицей составляется из отличнейших воспитанников, равно и наставников, и других чиновников, знаниями и нравственностью своей общее доверие заслуживающих»².

Обучение было рассчитано на шесть лет, однако Рейтерн поступил в Лицей в 1835 году и окончил его с серебряной медалью в 1839-м. Как объяснить такое несоответствие? В [Министры финансов., 2020. С. 386] высказано предположение, что при поступлении Рейтерна произошел переход от двух трехгодичных курсов к четырем полуторагодичным. Однако общий срок обуче-

¹ Труды Рейтерна переизданы (см. [Рейтерн, 2020]), основные аспекты его деятельности изучены, см., например, [Белых, 2019; Степанов, 1994; 2007; 2012; Чернуха, 1978; Шепелев, 1981]. В 2020 году в серии «Государственные деятели России глазами современников» вышла книга о Е. Ф. Канкрине, М. Х. Рейтерне и Н. Х. Бунге [Министры финансов., 2020].

² Полное собрание законов Российской империи. Собрание 1-е. С 1649 по 12 декабря 1825 г. СПб.: тип. 2 Отделения Собств. е. и. в. канцелярии, 1830. № 24325. (При цитировании источников орфография и пунктуация приведены в соответствие с нормами современного русского языка.)

ния при этом сохранялся, а следовательно, необходимо иное объяснение. Однокурсник Рейтерна Александр Васильевич Головнин утверждает, что поступил в Лицей сразу на второй курс и потому окончил его за четыре с половиной года [Головнин, 2004. С. 32]. По-видимому, то же произошло и с Рейтерном — он поступил сразу на второй курс.

Головнин, окончивший Лицей с большой золотой медалью, высоко оценивал преподавание в нем, однако считал, что пройти гимназический и университетский курсы за шесть лет невозможно. Он полагал, что выпускники Лицея получали лишь «энциклопедические поверхностные знания», и с сочувствием цитировал обращенные к нему слова Николая Греча: «Помните, что Вас в лицее научили только, как учиться» [Головнин, 2004. С. 36–37]. С современной точки зрения, однако, это представляется лучшей оценкой лицейского образования.

В 1840 году, уже окончив Лицей, Рейтерн поступил в Особенную канцелярию министра финансов по кредитной части, в 1843 году перешел в Министерство юстиции чиновником для особых поручений. Дальнейшей карьере способствовал его лицейский товарищ Головнин, бывший секретарем великого князя Константина Николаевича, управляющего Морским министерством. По его рекомендации Рейтерн в 1854 году перешел в Морское министерство на должность старшего чиновника для особых поручений. Головнин посоветовал ему заняться финансами, так как считал желательным «образовать из него будущего финансового деятеля» [Оболенский, 2005. С. 449]. Несомненно, это было пожелание самого великого князя. В дальнейшем Головнин и Рейтерн входили в группу высших чиновников, которых называли константиновцами.

В том же году Рейтерн публикует первую работу — статью «Опыт краткого сравнительного исследования морских бюджетов английского и французского», которая вышла в журнале «Морской сборник». Уже в этой статье он пишет о роли доверия как важном экономическом факторе. Обнаружив, что «английский флот обходится значительно дешевле французского», он ставит вопрос: «Где искать причины разительного различия между двумя управлениями?» Ответ автора таков: «...английское управление основано на доверии к личности подчиненных», которым дается власть действовать и которые несут ответственность за последствия своих деяний. «Во Франции, напротив, управление основано на недоверии к подчиненным, т. е. на строгой, и в таком сложном управлении как морское — на весьма мелочной, письменной ответственности» [Рейтерн, 2020. С. 135]. Поэтому в Англии число чиновников невелико и им можно хорошо платить за компетентное управление. Во Франции же централизация влечет «огромную

переписку и умножение числа чиновников, которым невозможно давать достаточное жалованье» [Рейтерн, 2020. С. 137].

Работа Рейтерна в Морском министерстве была успешной, и в 1855 году он почти на три года был командирован за границу. Изучая счетоводство и финансы, Рейтерн посетил Пруссию, США, Францию, Великобританию. К этому времени относится важное свидетельство Евгения Михайловича Феоктистова. В его мемуарах описан разговор с Николаем Алексеевичем Орловым, российским дипломатом, хорошо знакомым с великим князем Константином Николаевичем и состоявшим в переписке с Головниным. 14 января 1858 года в Париже на вечере у Орлова хозяин указал Феоктистову на высокого белокурого молодого человека. «“Вот один из моих приятелей, — заметил Орлов, — который не нынче — завтра может сделаться министром”. То был Рейтерн» [Феоктистов, 1991. С. 72]. Конечно, назначение министром произошло позже, но этот эпизод подтверждает, что у Константина Николаевича действительно были серьезные планы в отношении Рейтерна.

В 1858-м Рейтерн вернулся в Россию, был пожалован в статс-секретари и стал управляющим делами Комитета железных дорог, который возглавлял бывший министр иностранных дел граф Карл Васильевич Нессельроде. 22 января 1860 года Рейтерн назначен управляющим делами Министерства финансов. В это время уже готовилась отмена крепостного права. Фактически работой по подготовке реформы руководил товарищ министра внутренних дел Николай Алексеевич Милютин. По просьбе Константина Николаевича он включил Рейтерна в финансовую комиссию, которая разрабатывала положение о выкупе.

Комиссия заложила традицию подготовки реформ — работа над документами шла на правительственной даче Милютина на Аптекарском острове в Санкт-Петербурге. Члены комиссии собирались обычно пять или шесть раз в неделю к 9 часам вечера и оставались порой до утра. По свидетельству Петра Петровича Семенова-Тян-Шанского, Рейтерн «оказался одним из полезнейших членов комиссии» и ни одна статья выкупного проекта «не была принимаема без окончательного заявления Рейтерна, что исполнение ее не представит затруднений в будущем для Министерства финансов» [Семенов-Тян-Шанский, 1916. С. 124]. Итогом работы комиссии стало «Положение о выкупе крестьянами, вышедшими из крепостной зависимости, их усадебной оседлости и о содействии правительства к приобретению сими крестьянами в собственность полевых угодий»³, которое было опубликовано

³ Полное собрание законов Российской империи. Собрание 2-е. СПб.: тип. 2 Отделения Собств. е. и. в. канцелярии, 1885. № 36659.

19 февраля 1861 года, одновременно с манифестом об отмене крепостного права.

За работу в комиссии Рейтерн был награжден золотой медалью и орденом Станислава I степени. Более важным оказалось то, что эта деятельность способствовала его дальнейшей карьере. Александр II понимал, что для проведения реформ нужны новые люди, и прислушивался к советам младшего брата Константина Николаевича. В декабре 1861 года министром народного просвещения стал Головнин. В январе 1862-го Рейтерн был назначен управляющим Министерством финансов, а в декабре того же года — министром финансов. По свидетельствам современников, назначение произошло благодаря Константину Николаевичу и Нессельроде.

К моменту назначения на пост министра финансов Рейтерн был автором нескольких статей в журнале «Морской сборник» и записок по финансовым вопросам, адресованных Константину Николаевичу [Рейтерн, 2020. С. 107–199]. Анализ этих материалов позволяет сделать вывод, что у Рейтерна уже к 1857–1858 годам сложилась концепция выхода российской экономики из кризиса. Он считал необходимыми следующие меры: высвобождение экономической инициативы, сокращение бюрократического регулирования, развитие частных предприятий и банков, снижение расходов и увеличение доходов, обеспечение стабильности финансовой системы. Современные исследователи справедливо считают, что эти мероприятия представляли собой финансовую реформу Рейтерна, которую нужно рассматривать как составную часть великих реформ Александра II.

Первым, чем занялся новый министр, стало наведение порядка в бюджетной сфере. Было принято решение о ежегодной публикации государственного бюджета — росписи государственных доходов и расходов, и уже в 1862 году впервые в отечественной истории этот документ был опубликован [Мау, 2017. С. 49]. Вместе с государственным контролером Валерианом Алексеевичем Татариновым и председателем департамента государственной экономии Константином Владимировичем Чевкиным Рейтерн разработал правила составления и утверждения ежегодных государственных смет и государственной росписи, ставшие законом. Традиционно министры стремились согласовать с императором использование денежных средств, минуя министра финансов. В 1865 году Рейтерн добился повеления Александра II о запрете такой практики⁴.

Возможность осуществления финансовой реформы, как и остальных реформ, в большой степени зависела от поддержки и до-

⁴ Впрочем, этот запрет порой нарушался. Подробнее см. [Белых, 2019. С. 125].

верия императора. Трудности в работе Рейтерна были связаны не только с сопротивлением консерваторов или недостаточной развитостью экономики. Осуществление прогрессивных реформ, в том числе военной, требовало финансовых средств, которые бюджет не всегда мог предоставить. Это вызывало постоянные трения Рейтерна с другими министрами, прежде всего с военным министром Дмитрием Алексеевичем Милютиным, братом Н. А. Милютина.

Еще в 1857 году в записке великому князю Константину Николаевичу Рейтерн писал: «Если в истории есть факт несомненный, то это, что развитие военных сил, несоразмерное с финансами, ослабевает государство даже в военном отношении, не говоря уже о других» [Рейтерн, 2020. С. 36–37]. Тогда же он высказал совершенно верную мысль, что большое военное значение могут играть вложения в транспортную инфраструктуру.

Первые трения с военным министром Милютиным возникли у Рейтерна уже 23 февраля 1862 года, когда в Особом комитете решался вопрос о военной экспансии в Средней Азии. Ссылаясь на трудности «привлечения в новый край рабочей силы и капиталов», Рейтерн ратовал за то, чтобы «на время отказаться от наступательных действий в Средней Азии» [Попов, 1940. С. 210]. Однако эти действия продолжились. Месяц спустя, 28 марта, на заседании финансового комитета Рейтерн требовал уменьшения сметы Военного министерства 1863 года на 15 млн руб., Милютин не соглашался [Валуев, 1961. С. 155]. В дневнике Петр Александрович Валуев отметил, что уже 30 марта Рейтерн говорил ему о возможности ухода со своего поста [Валуев, 1961. С. 156].

Хотя Рейтерн, как всякий реформатор, подвергался критике, поначалу император полностью его поддерживал. В дневнике Валуева есть запись от 6 ноября 1864 года: «<Государь> рассказал мне, что Рейтерн, по случаю разных о нем толков, отозвался, что он не обращает на них внимания, потому что знает, что, если Его Величество престанет иметь к нему доверие, *“прогонит”*. Государь с похвалою говорил об этом отзыве» [Валуев, 1961. С. 299].

В первые годы в должности министра Рейтерн не смог добиться значимого улучшения финансового положения России. Неудачей закончилась инициированная Евгением Ивановичем Ламанским, товарищем управляющего Государственного банка, попытка ввести конвертируемость рубля. В течение 1866 года критика Рейтерна со стороны чиновников и общественности нарастала. Сам Рейтерн писал об этих событиях так: «В 1866 году, после каракозовского покушения, вступления графа Шувалова в министерство, удаления Головкина от Министерства народного просвещения на меня началась травля то с той, то с другой стороны, но всё по наущению

Шувалова. С ним тогда сблизился Валуев, и они повели компанию псевдолиберализма» [Рейтерн, 2020. С. 207]. Действительно, после покушения Каракозова на Александра II граф Петр Андреевич Шувалов стал начальником штаба корпуса жандармов и управляющим III Отделением Собственной Его Императорского Величества канцелярии. Назначение на такие посты чиновника в возрасте 39 лет говорило о большом доверии со стороны Александра II.

Продолжительное время Шувалов, этот «вице-император» и «Петр IV», как называли его современники, оказывал значительное влияние на внутреннюю политику России. Шувалов активно продвигал на значимые посты близких ему людей. В интересном документе «Записка А. Головнина об административно-законодательном периоде с осени 1872 г. до весны 1873 г. в Санкт-Петербурге» проведен анализ степени влияния шефа жандармов на правительственный аппарат. По мнению Головнина, к этому времени только трое министров — князь Горчаков⁵, Рейтерн и Милютин — могли сохранять относительную независимость⁶.

Весной 1866 года Рейтерн под влиянием продолжающихся нападков попросил Александра II об отставке. Некоторое время шел поиск подходящей кандидатуры, наконец император остановился на Самуиле Алексеевиче Грейге, приятеле Шувалова [Чернуха, 1978. С. 271–273]. 28 мая 1866 года Грейг был произведен в генерал-лейтенанты и назначен товарищем министра финансов. Предполагалось, что в течение непродолжительного времени он сможет войти в курс дел Министерства финансов и занять пост министра. Назначение на пост товарища министра человека, не имевшего никакого отношения к финансам, было с удивлением воспринято в обществе. Дипломат и поэт Федор Тютчев заметил по этому поводу: «Странное дело, конногвардейскому офицеру поручают финансы; публика, конечно, удивлена, но в меру, не особенно сильно; попробуйте же Рейтерна сделать командиром конногвардейского полка, все с ума сойдут, поднимется такой вопль, как будто Россия потрясена в своих основаниях: я полагаю, однако, что управлять финансами Российской империи несколько труднее, чем командовать конногвардейским полком» [Феоктистов, 1991. С. 275–276].

11 мая 1866 года в Комитете финансов обсуждался вопрос о сокращении расходов по различным ведомствам и уменьшении дефицита бюджета. От Рейтерна стали требовать предоставления общей программы оздоровления финансов. Он, однако, заявил, что не обязан предоставлять отчет Комитету финансов и что им-

⁵ Александр Михайлович Горчаков, сменивший Нессельроде на посту министра иностранных дел, был однокурсником Пушкина в Лицее.

⁶ РГИА. Ф. 851. Оп. 1. Д. 13. Л. 5.

ператору известно и состояние финансов, и меры по их улучшению [Головнин, 2004. С. 391]. Журнал этого заседания комитета был представлен Александру II, который приказал министру составить для него лично описание финансов и предлагаемые мероприятия. Рейтерн временно передал управление делами Грейгу, а сам занялся подготовкой этого описания. В течение лета 1866 года он подготовил записку «О мерах по улучшению финансового и экономического положения государства» [Рейтерн, 2020. С. 207–275]. В сентябре записка была представлена Александру II, одоббившему этот документ. Доверие императора было восстановлено, и Рейтерн сохранил за собой пост министра финансов.

Эта записка стала программной. В ней был сформулирован ряд взаимосвязанных задач: обеспечение сбалансированности бюджета при сокращении бюджетных расходов, сокращение импорта и увеличение экспорта, укрепление курса рубля, создание сети железных дорог как важного фактора роста экспорта, привлечение иностранных инвестиций, прежде всего для строительства железных дорог. Как справедливо отмечается в [Мау, 2017. С. 49], «именно такая программа отражала реальные потребности модернизации, и поэтому ее реализация составляла повестку дня всех министров финансов вплоть до первой мировой войны».

Реализация этой программы требовала слаженной работы сотрудников Министерства финансов. Рейтерну удалось создать, говоря современным языком, команду единомышленников. «В состав министерства были привлечены им люди способные и деятельные. Усилия его увеличить производительные силы государства <...> увенчались успехом. Рейтерн стал пользоваться большим доверием и уважением в финансовом мире. Личные качества безусловно этому способствовали. Он — человек честный, правдивый, на слова которого можно было всегда полагаться» [Оболенский, 2005. С. 449]. При назначении Грейга заместителем министра финансов в министерстве высказывалось мнение, что Рейтерн «намеренно предложил императору заведомо неподходящего кандидата с целью доказать свою незаменимость» [Степанов, 2012. С. 75]. Вряд ли это мнение справедливо. По-видимому, Рейтерн смог увидеть и сильные стороны Грейга, иначе трудно объяснить, как тот оставался на должности заместителя министра в течение семи с половиной лет. Только 1 января 1874 года Грейг перешел на должность государственного контролера⁷. По отзывам современников и оценкам историков, его деятельность на этом посту была в целом полезной и успешной.

⁷ Интересно отметить, что когда один из близких к Грейгу людей пришел поздравить его с новым назначением, тот ответил: «Неужели вы думаете, что мне особенно лестно занять такое место, где нет никакого простора для творчества?» [Феоктистов, 1991. С. 276].

Осуществление программы экономического развития требовало от Рейтерна жесткой экономии расходов, в том числе военных. Поэтому естественно, что он старался выступать за миролюбивую внешнюю политику. В 1870 году в связи с поражением Франции в войне с Пруссией министр иностранных дел Горчаков предполагал выступить с заявлением о том, что Россия более не считает себя связанной ограничительными статьями Парижского мира 1856 года, заключенного после Крымской войны. Проект декларации Горчакова содержал пункт о возвращении России уступленной ранее части Бессарабии. Риск новой войны был велик, и на заседании Совета министров Рейтерн настаивал, чтобы из проекта декларации исключили территориальные претензии. Александр II не сразу, но всё же согласился с Рейтерном. Головин не без оснований считал, что ужесточение позиции России за счет требования возвращения части Бессарабии сделало бы новую войну неминуемой, а Рейтерн сумел сохранить России сотни миллионов рублей [Головин, 2004. С. 481].

Борьба Рейтерна за экономию неизбежно приводила к конфликтам с военным министром, арбитром в которых мог выступать только Александр II. Об одном из таких эпизодов, связанных с определением расходов на 1873 год, подробно рассказал Головин в упоминавшейся выше записке⁸. В конце 1872 года Д. А. Милютин предложил прогрессивный проект перехода к всеобщей воинской повинности. Этот этап военной реформы, естественно, требовал значительных затрат. Дополнительный оптимизм министрам внушало то, что бюджет 1872 года был сведен с профицитом. Рост доходов всегда вызывает желание увеличивать расходы. Для обсуждения проекта Милютина были организованы специальные совещания, в ходе которых он неожиданно столкнулся с резкой критикой.

По мнению Милютина, предлагаемые участниками совещаний мероприятия, которые встретили сочувствие Александра II, перечеркивали всё сделанное им на посту военного министра за двенадцать лет. Милютин попросился в отставку, но император не соглашался его отпустить. Приведем отрывок из записки Головнина, ярко характеризующей происходившие события:

Замечательна разница в образе действия Воен. М-ра Милютина и М-ра Фин. Рейтерна. Первый объявил официально в многочисленном собрании под председательством государя, что не может взяться за исполнение предположений, которые государь прочел как свои собственные, и на другой день настойчиво просил государя об увольнении его от должности, а кончил тем, что сделал разные уступки и остался министром. Едва ли он вы-

⁸ Важно, что изложение Головнина, при всей его симпатии к Рейтерну, достаточно объективно, поскольку основано на нескольких беседах, которые Головин вел и с Милютиным, и с Рейтерном.

играл и в глазах Государя, и в мнении и расположении других лиц. При этом он жаловался на газету, которая печатала против его действий статьи, не нарушавшие законов о прессе. Второй, т.е. Рейтерн, докладывал Государю свою записку о военном бюджете и произвел большое впечатление, доказав цифрами, что у нас следовало бы сократить военную смету, прибавив, что он готов, напротив, увеличить ее на 10 мил. с тем, чтобы она несколько лет оставалась постоянной, и заключил тем, что если это не будет принято, то он вынужден будет просить увольнение, несмотря на то:

1, что всю жизнь готовился к должности м-ра фин.

2, что весьма желает оставаться на этой должности и

3, что ему было бы крайне тяжело и прискорбно оказаться вдали от Государя после того, что 11 лет имел счастье быть столь близким к Его Величеству.

Государь встал, взял его за обе руки и сказал: «Ты совершенно прав». — Рейтерн очевидно выиграл во мнении и расположении Государя⁹.

Важно отметить, что Рейтерн не был против военных расходов как таковых, он даже был готов их увеличивать, понимая необходимость и полезность военной реформы, он только хотел добиться стабильности и контролируемости уровня военных расходов.

Этот эпизод демонстрирует наличие общей проблемы административного управления в императорской России. Правительства, в его современном понимании, в стране не было. В 1872 году существовали одновременно Комитет министров, учрежденный еще в 1802-м, и Совет министров, созданный в 1861-м. Эти структуры имели совещательный характер, все министры были независимы друг от друга, отвечали за свои ведомства и делали доклады императору. Естественно, такая система власти порождала конкуренцию между министрами за влияние на императора, которому порой приходилось разбираться в сложном переплетении деловых соображений и личных амбиций высших чиновников.

В такой ситуации при принятии решений по тем или иным докладам или запискам Александр II был вынужден не только оценивать их содержание, но и учитывать, кто был автором этих документов. Доверие императора к чиновнику могло перевесить доводы оппонентов. Да, Александр II доверял Рейтерну, но одновременно доверял и Милютину, часто спорившему с Рейтерном по вопросам военных расходов, а в какой-то период — и противнику Рейтерна Шувалову¹⁰. Историки порой считают, что Александру II не хватало решительности, он колебался. Возможно, колебания во многом объяснялись необходимостью выбора между теми или

⁹ РГИА. Ф. 851. Оп. 1. Д. 13. Л. 14 об. — 15.

¹⁰ С начала 1870-х Шувалов постепенно терял влияние на Александра II и в 1874-м был отправлен послом в Англию.

иными действиями, предлагаемыми чиновниками, которым он доверял.

Когда в 1870-е годы обострились отношения России и Турции, Рейтерн пытался повлиять на Александра II и предотвратить начало войны. Он подал императору несколько служебных записок (3 октября и 17 декабря 1876-го, 11 февраля 1877-го), в которых доказывал вред такой войны для России. В одной из них министр, в частности, кратко обрисовал экономическую и финансовую программу, включающую создание частного кредита, устройство путей сообщения и развитие производства. Рейтерн понимал, что его достижения стали возможны благодаря поддержке Александра II. «Ободренный доверием В. И. В.¹¹, следуя Вашим указаниям, я в течение многих лет старался приближаться постепенно к достижению изложенных целей. Смею думать, что успех несомнен», — подчеркивается в документе [Рейтерн, 2020. С. 323].

Для успеха экономических преобразований необходимо не только наличие реформатора и поддерживающего его императора. Нужен, говоря сегодняшним языком, благоприятный инвестиционный климат, позволяющий привлечь иностранные капиталовложения. В записке Рейтерна сказано: «...значительные капиталы стали переходить к нам по мере возрастания доверия к миролюбивой политике России и к прочности гражданского и экономического ее устройства» [Рейтерн, 2020. С. 324]. Далее министр пытается убедить императора, что военные действия уничтожат результаты, достигнутые реформами: «В настоящем нашем переходном экономическом и финансовом положении, когда много начато небезуспешно, но ничто еще не успело окрепнуть, Россия европейской войной, уничтожением доверия иностранных капиталистов к нашей экономической будущности и изъятием вследствие того обращавшихся у нас иностранных капиталов будет подвергнута такому разорению, с которым никакие бедствия в ее прошедшем сравниться не могут» [Рейтерн, 2020. С. 326].

Аргументы Рейтерна не переубедили императора. Когда стало очевидным, что Александр II склоняется к тому, чтобы начать войну, Рейтерн вновь заявил о желании подать в отставку. Однако император попросил его остаться, и он согласился. Русско-турецкая война началась в апреле 1877 года и завершилась победой России, однако повлекла значительные экономические убытки. После заключения Берлинского трактата 1 июля 1878 года Рейтерн подал в отставку, а 7 июля ушел с поста министра.

¹¹ Вашего Императорского Величества.

Представители деловых кругов Санкт-Петербурга поднесли Рейтерну адрес, в котором, в частности, говорилось: «...память о ваших славных деяниях на пользу торговли, промышленности и всех прочих отраслей экономической жизни государства никогда не ослабнет в среде петербургского биржевого общества»¹². Приняв адрес, Рейтерн сказал: «Благодарю вас, господа, за сочувствие, которое вы выразили. В течение долговременного управления мною министерством финансов я всегда с любовью занимался делами торговли и промышленности; среди тяжких забот управления дела эти доставляли мне отдых и утешение. С ранних лет привык я относиться с уважением к труду полезному, и в деятельности вашей, гг. представители производительных классов, я видел проявление этого труда. Естественные богатства страны остаются мертвы, доколе не прикоснется к ним рука торговли и промышленности. Считаю себя счастливым, что мог, хоть отчасти, облегчить вашу полезную деятельность и помогать ей»¹³.

После отставки Рейтерн решил уехать в свое имение в Курляндию (сейчас это территория Латвии). Перед отъездом он произнес речь перед сотрудниками Министерства финансов, которая впервые публикуется в настоящем журнале (Приложение 1). Эта речь — замечательный документ. Ее значение не только в том, что она показывает характер Рейтерна, его оценку собственного жизненного пути и отношение к должности. Рейтерн фактически формулирует два важных положения, которые сейчас являются общепризнанными в теории управления. Во-первых, он утверждает, что успешными могут быть только «живые» организации — этому тезису сегодня посвящены целые монографии (см., например, [Де Гиус, 2004]). Во-вторых, по мнению Рейтерна, «живой» может быть только такая организация, в которой есть атмосфера доверия: доверия руководителя к подчиненным и подчиненных — к руководителю. Еще один документ, публикуемый впервые, посвящен описанию отъезда Рейтерна в курляндское имение; этот краткий очерк добавляет интересные штрихи к портрету государственного деятеля (Приложение 2).

Необходимо отметить еще один важный аспект. Император доверял Рейтерну не только как министру, поддерживая его программу, но верил ему и как человеку, не сомневаясь в его личной преданности и честности. Даже не приняв аргументов министра финансов и решив начать войну с Турцией, Александр сохранил уважение к нему. То, что Рейтерн согласился остаться на своем по-

¹² РГИА. Ф. 851. Оп. 1. Д. 13. Л. 90.

¹³ Там же.

сту в трудные для страны месяцы войны, было, конечно, высоко оценено Александром II. После выхода в отставку Рейтерн сохранил за собой должности статс-секретаря и члена Государственного совета, а также члена Комитета финансов.

Отношение же Рейтерна к Александру II ярко проявилось при его награждении в связи с отставкой. Этот эпизод был описан в дневнике государственного секретаря Егора Абрамовича Перетца. В свое время Рейтерн просил императора пожаловать Грейгу за успешное заведение лесами в Царстве Польском леса в таком количестве, чтобы тот мог получать доход в 4 тыс. руб. в год. Александр II утвердил это ходатайство. Однако доходность леса была оценена так низко, что Грейгу выделили большую лесную территорию, и в результате он оказался собственником миллионного состояния. Когда Рейтерн покидал свой пост, министром финансов стал Грейг¹⁴, который испросил у императора пожалование Рейтерну леса на тех же основаниях. Рейтерн отказался, сказав, что «не может принять милости, размер которой Его Величеству неизвестен, и что если государю угодно его наградить, то он просит, чтобы ему пожалована была денежная сумма в таком размере, какой будет указан Его Величеством. Государь назначил сто тысяч рублей» [Перетц, 2018. С. 103].

После убийства Александра II 1 марта 1881 года на престол вошел император Александр III, во многом изменивший внутреннюю и внешнюю политику отца. Но Рейтерна он уважал и доверял ему. 4 октября 1881 года Рейтерн был назначен председателем Комитета министров, сменив на этом посту Валуева, подавшего в отставку. В конце 1886-го Рейтерн оставил пост в связи с серьезным ухудшением зрения, но сохранил должность председателя Комитета финансов, на которую был назначен в 1885 году. В январе 1890-го Александр III возвел Рейтерна в графское достоинство по случаю пятидесятилетия на государственной службе. В августе того же года Рейтерн скончался в Царском Селе, в доме недалеко от здания Лицея.

С полным правом Рейтерн мог заявить перед сотрудниками министерства, что был «одним из главных государственных деятелей» своей эпохи. Он действительно многое сделал для экономического обновления и развития России. И важным фактором успешности деятельности Рейтерна была не только правильная стратегия вывода страны из кризиса, но и созданная им вертикаль доверия. Доверия императора к министру, министра — к императору и сотрудникам, доверия сотрудников — к министру.

¹⁴ Грейг занимал пост министром финансов с 7 июля 1878 года по 27 октября 1880-го.

**<Прощальная речь М. Х. Рейтерна
в Министерстве финансов>¹⁵**

Господа! Я завершаю эпоху в жизни, в которой мне было суждено быть одним из главных государственных деятелей. Все время предшествовавшее было лишь приготовлением к этой деятельности, а годы, которые, может быть, еще останется жить, будут наполнены воспоминанием о ней. В такую торжественную для меня минуту ясно представляются мне все обстоятельства долгого моего управления, и с каждым из них связано благодарное воспоминание о ком-либо из вас. Я наделен качеством, для меня драгоценным, но которое некоторыми считается слабостью: я доверчив. Я в людях ожидаю найти хорошее, а дурному верю, только когда оно действительно выкажется. Я всегда обращался к благородной стороне человеческой души, к чувству долга, к серьезному и честному взгляду на дело и любви к отечеству и получал ответы в том же смысле. Между мною как начальником и подчиненными установились отношения, основанные на взаимном доверии. Я говорю «взаимном», потому что начальнику нужно доверие подчиненных настолько же, как и им необходимо его доверие. Формальные отношения, выражающиеся приказами, предписаниями и инструкциями, не могут создать живого организма; для этого нужно именно взаимное доверие, а бывают плодотворными одни только живые организмы.

Министерство финансов приобрело себе доброе имя, и я горжусь, что столько лет был его начальником. Это — не фраза, а глубоко чувствуемая истина.

Теперь, когда связь между нами разрывается после 16 лет, а это — шестая часть столетия, сердце мое наполнено благодарностью к вам, господа, здесь меня слушающие, и ко всем тем моим бывшим подчиненным, которые здесь не присутствуют.

Еще одно слово, господа. Когда 16 лет назад мой предшественник представлял мне личный состав министерства, я почти никого из них не знал. Теперь же я счастлив, что передаю министерство Самуилу Алексеевичу Грейгу, который столько лет был нашим сослуживцем, всех почти вас знает и, будучи уже государственным контролером, всегда принимает горячее участие во всем, что касается министерства финансов.

Прощайте, господа, прощайте.

¹⁵ Печатается по: РГИА. Ф. 851. Оп. 1. Д. 13. Л. 90. Название принадлежит автору настоящей публикации.

<Отъезд М. Х. Рейтерна>¹⁶

Отъезд бывшего министра финансов статс-секретаря М. Х. Рейтерна состоялся в пятницу, 21 июля¹⁷. Бывший министр отправился в свое имение в Курляндию, где, не предпринимая никакого лечения, намерен просто отдохнуть и затем возвратиться в Петербург. Поездка за границу до поры до времени им отложена. В вокзале Петербургско-Варшавской железной дороги собрался для проводов небольшой кружок лиц, состоявший преимущественно из ближайших сотрудников бывшего министра финансов — директоров департаментов и членов совета. Статс-секретарь Рейтерн был необыкновенно весел. Вообще, по отзывам близких к нему лиц, оставление многотрудного поста благотворно отразилось на его душевном настроении. М. Х. Рейтерн между прочим говорил, что только на днях ему привелось впервые в течение 16 лет спокойно проспать без перерыва семь часов, с 12 часов пополудни до 7 часов утра. Между прочим, он рассказал следующий случай, от души его позабавивший. На днях какой-то господин, видимо не читавший газет и не слыхавший о последовавшей перемене в высшем управлении министерстве, явился к нему с ходатайством по какому-то делу. Передав словесно цель своего посещения, проситель вручил М. Х. Рейтерну приготовленную им заранее докладную записку. Выслушав внимательно просителя с присущей ему снисходительностью, статс-секретарь Рейтерн, приняв записку, любезно произнес: «Хорошо, я передам вашу записку министру финансов». Рассказывая об этом случае, Михаил Христофорович присовокупил: «Меня крайне забавляла физиономия просителя, выражавшая мысль, будто бы я рехнулся. И когда я повторил уверение, проситель, очевидно убедившись в справедливости предположений, замолкнул и поспешил отретироваться». Рассказывая это, М. Х. Рейтерн от души хохотал.

Литература

1. *Белых А. А.* М. Х. Рейтерн — министр финансов в эпоху реформ // Вопросы экономики. 2019. № 10. С. 115–134.
2. *Валуев П. А.* Дневник П. А. Валуева, министра внутренних дел: В 2 тт. Т. 1. М.: АН СССР, 1961.
3. *Головнин А. В.* Записки для немногих. СПб.: СПбИИ РАН; Нестор-История, 2004.

¹⁶ Печатается по: РГИА. Ф. 851. Оп. 1. Д. 13. Л. 80. Текст, хранящийся в архиве Головнина, представляет собой вырезку из печатного издания, определить которое не удалось. Название принадлежит автору настоящей публикации.

¹⁷ 1878 года.

4. *Де Гюс А.* Живая компания: рост, научение и долгожительность в деловой среде. СПб.: Стокгольмская школа экономики в СПб., 2004.
5. *Мау В. А.* Государство и экономика: опыт экономических реформ. М.: Дело, 2017.
6. *Министры финансов императорской России: Е. Ф. Канкрин, М. Х. Рейтерн, Н. Х. Бунге / И. В. Лукоянов (сост.).* СПб.: Пушкинский фонд, 2020.
7. *Оболенский Д. А.* Записки князя Дмитрия Александровича Оболенского. 1855–1879. СПб.: СПбИИ РАН; Нестор-История, 2005.
8. *Перетц Е. А.* Дневник (1880–1883). М.: Дело, 2018.
9. *Попов А. Л.* Из истории завоевания Средней Азии // *Исторические записки.* 1940. Т. 9. С. 197–242.
10. *Рейтерн М. Х.* Об улучшении финансового и экономического положения России. М.: Дело, 2020.
11. *Семенов-Тянь-Шанский П. П.* Мемуары: В 4 тт. Т. 4: Эпоха освобождения крестьян в России (1857–1861 гг.) в воспоминаниях бывшего члена-эксперта и заведовавшего делами Редакционных Комиссий. Пг.: издание семьи, 1916.
12. *Степанов В. Л.* Министр финансов М. Х. Рейтерн и Александр II: история отношений и сотрудничества // *Александр II. Трагедия реформатора: люди в судьбах реформ, реформы в судьбах людей / В. Лапин (отв. ред.).* СПб.: Изд-во Европейского ун-та, 2012. С. 70–83.
13. *Степанов В. Л.* Михаил Христофорович Рейтерн // *Отечественная история.* 1994. № 6. С. 33–50.
14. *Степанов В. Л.* Михаил Христофорович Рейтерн: «Я всю жизнь готовился к должности министра финансов...» // *Российский либерализм: идеи и люди / Под ред. А. А. Кара-Мурзы.* М.: Новое издательство, 2007. С. 240–250.
15. *Феоктистов Е. М.* За кулисами политики и литературы. 1848–1896. М.: Новости, 1991.
16. *Чернуха В. Г.* Программная записка министра финансов М. Х. Рейтерна (сентябрь 1866 г.) // *Вспомогательные исторические дисциплины.* Л., 1978. Т. 10. С. 269–284.
17. *Шепелев Л. Е.* Царизм и буржуазия во второй половине XIX века. Л.: Наука, 1981.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 2, pp. 118–135

Andrei A. BELYKH, Dr. Sci. (Econ). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).
E-mail: abelykh@inbox.ru

Activities of Mikhail Reutern: The Trust Factor

Abstract

This article analyses the career path of Mikhail Khristoforovich Reutern (Michael Graf von Reutern), Russia's Finance Minister from 1862 to 1878. The article proves that trust was an important success factor in Reutern's economic and financial policy, as can be seen at various phases of his activities. The future minister was part of the group of officials close to Grand Duke Konstantin Nikolayevich, who played a significant role in the implementation of the Emancipation Reform of 1861. Being a member of the Financial Commission, Reutern took an active part in working out the conditions for peasants' plots buyout, which enabled him, with the support of Konstantin Nikolayevich, to become Finance Minister. Reutern could establish order in the budget sphere and to carry out the financial reform, largely due to Emperor Alexander II's support. Particular attention is paid to the economic aspect of the Emperor's foreign policy. While attempting to cut budget spend-

ing, Reutern had to come into conflict with War Minister Dmitry Alekseyevich Milyutin, who needed funds for a war reform—both Ministers then had to appeal to Alexander II. The article highlights a period in the mid-1870s, when the situation in the Balkans seriously worsened and Alexander II was inclining toward declaring war on Turkey. Having failed to convince the Emperor in the war's inappropriateness, Reutern resigned; however, Alexander II asked him to remain, and thus he only left the position of Minister after the end of the war. Major factors of success in Reutern's activity were not only his correct strategy for overcoming the crisis in the Russian economy, but also the "vertical" of trust created by him, which implied the Emperor's trust in Reutern, Reutern's trust in the Emperor, and also mutual trust between Reutern and his subordinates. The appendix features the first publication of Reutern's farewell speech of July 14, 1878 to the Ministry of officials on the occasion of his retirement as well as of a brief essay on his departure from Saint Petersburg.

Keywords: Mikhail Khristoforovich Reutern, Russia, financial policy, trust.

JEL: N13, N23, O23.

References

1. Belykh A. A. M. Kh. Reutern - ministr finansov v epokhu reform [M. Kh. Reutern - Minister of Finance During the Period of Reforms]. *Voprosy ekonomiki*, 2019, no. 10, pp. 115-134.
2. Valuev P. A. *Dnevnik P. A. Valueva, ministra vnutrennikh del: V 2 t. T. 1* [Diary of P. A. Valuev, Minister of Interior: In 2 vols. Vol. 1]. Moscow, Academy of Sciences of the USSR, 1961.
3. Golovnin A. V. *Zapiski dlya nemnogikh* [Notes for the Few]. Saint Petersburg, Saint Petersburg Institute of History of the Russian Academy of Sciences, Nestor-Istoriya, 2004.
4. De Geus A. *Zhivaya kompaniya: rost, nauchenie i dolgozhitel'stvo v delovoy srede* [The Living Company: Growth, Learning and Longevity in Business]. Saint Petersburg, Stockholm School of Economics in Saint Petersburg, 2004.
5. Mau V. A. *Gosudarstvo i ekonomika: opyt ekonomicheskikh reform* [State and Economy: The Lessons of Economic Reforms]. Moscow, Delo, 2017.
6. Lukoyanov I. V. (comp.). *Ministry finansov imperatorskoy Rossii: E. F. Kankrin, M. Kh. Reutern, N. Kh. Bunge* [Ministers of Finance of Imperial Russia: E. F. Kankrin, M. Kh. Reutern, N. Kh. Bunge]. Saint Petersburg, Pushkinskiy Fond, 2020.
7. Obolensky D. A. *Zapiski knyazya Dmitriya Aleksandrovicha Obolenskogo. 1855-1879* [Notes by Prince Dmitry Alexandrovich Obolensky. 1855-1879]. Saint Petersburg, Saint Petersburg Institute of History of the Russian Academy of Sciences, Nestor-Istoriya, 2004.
8. Peretts E. A. *Dnevnik (1880-1883)* [Diary (1880-1883)]. Moscow, Delo, 2018.
9. Popov A. L. *Iz istorii zavoevaniya Sredney Azii* [From the History of the Middle Asia Conquest]. *Istoricheskie zapiski* [Historical Records], 1940, vol. 9, pp. 197-242.
10. Reutern M. Kh. *Ob uluchshenii finansovogo i ekonomicheskogo polozheniya Rossii* [On the Improvement of Russia's Financial and Economic Situation]. Moscow, Delo, 2020.
11. Semyonov-Tyan-Shansky P. *Memuary: V 4 tt. T. 4. Epokha osvobozhdeniya krest'yan v Rossii (1857-1861) v vospominaniyakh byvshego chlena-eksperta i zavedovavshego delami Redaktsionnykh Komissii* [Memoirs. In 4 vols. Vol. 4. The Era of Peasants' Liberation in Russia (1857-1861) in the Memoirs of the Former Expert Member and Head of Affairs of Editorial Commissions]. Petrograd, izdanie sem'i, 1916.
12. Stepanov V. L. *Ministr finansov M. Kh. Reutern i Alexander II: istoriya otnosheniy i sotrudnichestva* [Minister of Finance M. Kh. Reutern and Alexander II: History of Relations and Cooperation]. In: Lapin V. (ed.). *Aleksandr II. Tragediya reformatora: lyudi v sud'bakh reform, reformy v sud'bakh lyudey* [Alexander II. The Reformer's Tragedy: People in the Fates of Reforms, Reforms in the Fates of People]. Saint Petersburg, Izd-vo Evropeyskogo Universiteta, 2012, pp. 70-83.

13. Stepanov V. L. Mikhail Khristoforovich Reutern [Mikhail Khristoforovich Reutern]. *Otechestvennaya istoriya* [National History], 1994, no. 6, pp. 33-50.
14. Stepanov V. L. Mikhail Khristoforovich Reutern: "Ya vsyu zhizn' gotovilsya k dolzhnosti ministra finansov..." [Mikhail Khristoforovich Reutern: "During All My Life Was I Preparing for the Position of Minister of Finance..."]. In: Kara-Murza A. A. (ed.). *Russkiy liberalizm: idei i lyudi* [Russian Liberalism: Ideas and People]. Moscow, Novoe izdatel'stvo, 2007, pp. 240-250.
15. Feoktistov E. M. *Za kulisami politiki i literatury. 1848-1896* [Behind the Veil of Policy and Literature. 1848-1896]. Moscow, Novosti, 1991.
16. Chernukha V. G. Programmaya zapiska ministra finansov M. Kh. Reuterna [M. Kh. Reutern's, Minister of Finance, Programme Report]. *Vspomogatel'nye istoricheskie distsipliny* [Auxiliary Historical Disciplines], 1978, vol. 10, pp. 269-284.
17. Shepelev L. E. *Tzarism i burzhuaziya vo vtoroy polovine XIX veka* [Tsarism and the Bourgeoisie in the Second Half of the 19th Century]. Leningrad, Nauka, 1981.

История экономики

The Value of Banks' Political and Business Connections in the Russian Industrialization of the 1890s and the Crisis of 1899–1902

Nikita LYCHAKOV

Nikita I. Lychakov —
PhD. National Research University
Higher School of Economics
(20, Myasnitskaya ul., Moscow,
101000, Russian Federation).
E-mail: nlychakov@hse.ru

Abstract

Do personal connections matter for the performance of commercial banks in the period of economic development and financial stress? In the 1890s, the Russian Empire, when undergoing rapid state-led industrialization, grew through foreign capital inflows into the national debt and through the state's procurement of industrial output. In 1899, the inflow of foreign capital fell sharply, initiating a financial crisis and a recession in heavy industry. In response to the crisis, authorities introduced a law which removed bankers from the boards of companies. Using newly collected historical data, this paper finds that the banks which experienced greater distress during the crisis had more personal connections to heavy industrial companies, those that had been most stimulated by state policies to expand production in the 1890s. These banks also had more personal ties to top government officials, those who were closest to the epicenter of policymaking. In contrast, during the industrial development of the 1890s, banks' personal connections to heavy industrial companies and top officials were positively related to bank performance. These findings suggest that well-connected bankers might fail to provide the valuable expertise and foresight that is expected from them in a time of crisis when decisive action is required to adapt to a rapidly changing economic environment.

Keywords: interlocking directorates, financial crises, development policies, bank failures.

JEL: G01, N23, N63, O25, P16.

I thank Alan de Bromhead, Chris Colvin, Lucy Newton, Sofya Salomatina, John Turner, two referees and the editor for helpful comments. I am also grateful to the participants at twelve conferences and seminars where this paper was presented.

Introduction

In the mid- to late 1890s, industry in the Russian Empire showed exceptional growth. The value of manufactured output between 1893 and 1900 was rising by over 10 percent per year [Kafengauz, 1994. P. 353], making it the fourth largest manufacturing producer in the world [Bairoch, 1982. P. 296]. The state was acting as a catalyst for economic growth by procuring industrial products and stimulating heavy industry to expand operations to match the constantly rising demands from the state and the private sector [Gindin, 2007a]. In 1899, a sudden drop in the rate of inflow of European capital into Russian government bonds and the securities of industrial enterprises initiated a financial crisis. It was characterized by a rapid stock market decline, disastrous corporate performance and overwhelming bank losses [Brandt, 1904. P. 97–230]. Because banks supplied over half of the industrial sector's financing, banking distress threatened the successes of the whole decade.

The Ministry of Finance believed that one of the reasons for the crisis was the actions of bankers who had gained control over corporations and supported their own interests rather than the interests of their corporate clients [Shepelev, 1973. P. 207–208]. In one of the few corporate laws passed in response to the crisis, authorities forbade executive board members of banks to serve on corporations' boards¹. In this paper, I test whether the bankers on the boards of corporations acted as rent seekers who abused their influence and misallocated firm resources, or they acted as delegated monitors who minimized information asymmetries, in effect improving clients' access to capital.

To test whether banks' personal ties affected bank performance during the crisis, I record personal connections, or, more formally, interlocks, between members of banking boards, government officials, and company board members². Specifically, I record a well-connected political interlock when a bank board member, or his sibling, was part of a group of top government officials who were close to Finance Minister Sergei Witte. As the architect of the industrialization policies and the final decision maker on state procurement contracts, Witte was at the epicenter of policymaking [Solovyov, 2003].

Since the state targeted the development of heavy industrial companies, bankers' connections with such firms could affect banks' performance differently than ties with light industrial and non-industrial companies. For that, I record a heavy industry interlock when a bank's

¹ *Polnoe sobranie zakonov Rossiyskoy Imperii* [The Complete Collection of Laws of the Russian Empire]. St. Petersburg, 1903. Collection 3, vol. 21, law 20874.

² For lucidity, I refer to the members of a board of directors or a management committee as simply "board members," unless otherwise specified.

board member was also a board member in a heavy industrial firm, or when that banker's sibling served this function. Two additional types of interlock are also specified: to capture bankers' connections with a wider range of government officials and with non-financial companies.

The above is followed by an assessment of how the presence of government and industrial connections in each bank affected bank performance before and during the crisis. Bank distress is measured in the form of losses sustained by banks on investment portfolios in the years leading up to the crisis and over the crisis period. I find that the banks which experienced greater distress during the crisis had more connections to the government officials who were close to the Finance Minister. I also find that the banks which experienced greater distress had more personal ties to heavy industrial companies, those that had been most stimulated by state policies to expand production. In contrast, during the industrial development of the 1890s, banks' connections to top government officials and heavy industrial companies were positively related to bank performance. Taken together, these findings suggest that well-connected bankers might harm bank performance in a critical time of economic distress.

My findings should be interpreted as correlations between personal connections and bank performance. They do not necessarily suggest causality. Indeed, the majority of academic papers document correlations between interlocks and firm outcomes (for example, see [Deloof, Vermoesen, 2016]). Only a small number of articles are able to address the issue of causality in a partially or fully convincing way (for instance, see [Frydman, Hilt, 2017]). To add additional weight to my correlation evidence, I use fixed effects analysis.

The findings of this paper add to two strands of existing literature. First, the paper augments our knowledge of the impact of bankers' personal connections on bank performance. Researchers have found that political interlocks can have both a negative [Grossman, Imai, 2016; Okazaki et al., 2005] and positive [Adams et al., 2010; Braun, Raddatz, 2010] impact on the financial outcomes of banks. This paper shows that a negative influence is indeed a possibility. When it comes to banks' interlocks with non-financial firms, my research supports the established view that in times of stress this type of connection typically has a negative effect on banks [Laeven, 2001; La Porta et al., 2003].

Second, this paper contributes to the historical literature on the role of bank-industry connections in the economic development of the nineteenth century. Although banks' interlocks with companies brought little tangible benefits during Germany's industrialization [Fohlin, 1999], they were essential for the economic development of New England [Lamoreaux, 1996], and improved firms' access to credit in South Yorkshire [Newton, 1996]. The paper's narrative evidence sug-

gests that bank-industry ties played a significant role in the development of Russia's heavy industry.

The arguments are built as follows. Section 1 provides the historical setting of the study and outlines the proximate causes of the crisis. Section 2 describes the state's role in the industrial expansion of the 1890s and quantifies the scale of state procurement before and during the crisis. Section 3 documents the effect that government policies had on industry. Section 4 describes how banks were influenced by and exerted influence on government and industry. Section 5 defines the empirical strategy and variables. Section 6 reports the empirical results. The final section concludes.

1. Industrialization in the 1890s and the Crisis of 1899–1902

In 1893, Finance Minister Sergei Witte introduced wide-scale economic policies targeted at rapid industrialization. The goal was to catch up with major industrialized nations. The push for rapid industrialization turned out to be highly successful. Throughout the 1890s, 745 public companies were established, as opposed to 216 firms in the 1880s³. Between 1893 and 1900, the value of output produced by heavy and light industries rose by 87 and 52 percent, accordingly [Kafengauz, 1994. P. 345–353]. By 1900, Russia was producing 8.8 percent of global manufacturing output, making it the fourth largest manufacturer in the world [Bairoch, 1982. P. 296].

Along with foreign investors, whose role is discussed below, 39 joint-stock commercial banks financed Russia's industrial growth. Banks supplied over half of industrial financing [Bovykin, 1967. P. 207]. Ten banks were headquartered in Saint Petersburg, the capital, where the government was located; five were based in Moscow, which was the center of light industry; while the rest operated in provincial centers, from present-day Poland to Siberia.

The sound industrial growth of the 1890s was interrupted by the financial crisis, which began with foreign investors reducing their purchases of Russian government bonds and the securities of industrial enterprises. The decline in foreign capital inflows was due to the shortage of capital in Europe, itself attributable to various economic and political factors⁴.

Beginning from 1899, the Russian government had a particularly hard time finding buyers on the Parisian market, which had been Russia's primary source of external funding, with foreigners owning as much as 60 percent of government debt [Gregory, 2003. P. 42]. Between 1899 and

³ Ukazatel' deystvuyushchikh v imperii aktsionnykh predpriyatiy i torgovykh domov [The Directory of Corporations and Trading Houses in the Russian Empire]. St. Petersburg, 1903. P. 7.

⁴ Vsepoddannейshiy доклад ministra finansov o gosudarstvennoy respisi dokhodov i rashodov na 1901 g. [The Most Loyal Report by the Minister of Finance to the Czar on State Revenues and Expenditures for the Year 1901]. St. Petersburg, 1900. P. 16–22.

1902, foreigners invested only 341 million rubles worth of Russian bonds [Siegel, 2015. P. 41, 48]—that is about 114 million rubles per year. This differs substantially from the interest expressed by foreign investors in the 1890s. Between 1893 and 1900, they bought a net amount of 1,180 million rubles worth Russian government bonds and state-backed railroad bonds, or about 169 million rubles per year [Bovykin, 1984. P. 166–167]. Beginning from 1900, the rate of capital inflows to corporate equity and debt securities also began to decelerate. As shown in Figure 1, the inflow of capital dropped from a 20 percent increase in 1900 to just 1 percent in 1902, totaling 220 million rubles over these years [OI, 1925. P. 12–13]. Contrast this to the period between 1893 and 1899, when joint-stock companies received 526 million rubles from foreigners [OI, 1925. P. 12–13].

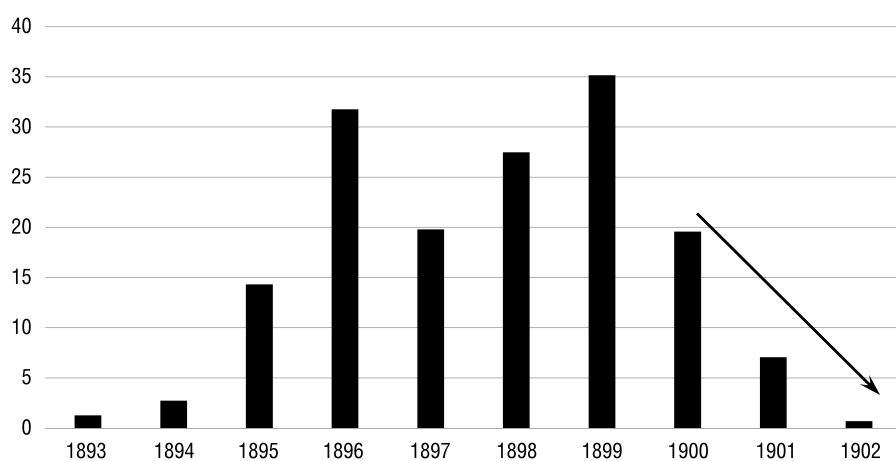


Figure 1. **Net Foreign Capital Flow into Russian Corporate Equity and Debt Capital (Y-Axis, %), 1893–1902**

Consequently, the St. Petersburg stock exchange index began a three-year decline from February 1899 to the end of 1901, in aggregate falling by 45.4 percent⁵. Three banks failed during the crisis and two more shortly after it, while 35 other banks survived because of the massive bailouts carried out by the State Bank, Russia's quasi-central bank [Gindin, 1960].

Apart from the withdrawal of foreign investors, other proximate causes of the crisis were thought by contemporaries to be the decline in government procurement of industrial products [Gindin, 1996. P. 136–137], the lack of consumer demand for industrial products that could have mitigated the decline in state orders⁶, and weak corporate and stock exchange regulation [Owen, 2002. P. 150–154].

⁵ Goetzmann W., Cabolis C., Radchenko P. St. Petersburg Stock Exchange Index. SPSE and NYSE Comparison. <http://som.yale.edu/sites/default/files/files/SPSENYSE18651917ind.xls>.

⁶ Vsepodannyyshiy otchet gosudarstvennogo kontrolera za 1901 god [The Report of the State Comptroller for the Year 1901]. St. Petersburg, 1902.

2. Government Policy

This section describes the role of industrialization policies and provides some estimates of the scale of state procurement before and during the crisis.

In 1893, Witte introduced rapid industrialization policies which encouraged firms to expand their operations. The stimulus included the state procurement of industrial products, which intensified after 1893; protective tariffs on industrial imports; subsidies to key industries, including targeted loans from the state; the introduction of the gold standard in 1897 to attract foreign capital to domestic enterprises; and official encouragement to establish joint-stock companies, by both domestic and foreign entrepreneurs [Gindin, 2007a]. Indeed, foreign direct investment became a unique feature that distinguished Russian industrialization [McKay, 1970. P. 378]. Out of the 1,173 joint-stock firms operating in 1900, 205 were set up by foreigners⁷.

The increase in state procurement from 1893 can be seen in the massive railroad construction initiated by the state and in the nationalization of private railroad companies. Between 1893 and 1899, the total length of railroad tracks, not counting construction in Finland, increased by over 50 percent⁸. Over the same period, the state's operation of total railroad tracks in the country increased from 58 to 66 percent, of locomotives from 58 to 70 percent, and of passenger railroad cars from 56 to 70 percent⁹. The push for rapid industrialization also coincided with a notable increase in the number of joint-stock companies since 1893.

Under this policy of stimulus, state procurement was foremost. Constantly rising demand from both state and private sectors throughout the 1890s motivated industrialists to expand operations. In fact, the general press attributed the crisis primarily to industrial overexpansion [Migulin, 1902. P. 246–247]. Perhaps no other evidence speaks stronger in support of this than the one that comes directly from the Finance Minister. In a report at a special meeting on April 10, 1903, looking back at the crisis, Witte acknowledged that the true cause of the calamities to manufacturing industry had been the rapid railroad construction and industrial development initiated by government [Gindin, 1996. P. 136–137]. For twelve consecutive years between 1887 and 1899, strong demand for manufacturing products was outrunning supply, encouraging

⁷ Ukazatel' deystvuyushchikh v imperii aktsionnykh predpriyatiy i torgovykh domov [The Directory of Corporations and Trading Houses in the Russian Empire]. St. Petersburg, 1903. P. 7.

⁸ Statisticheskiy sbornik Ministerstva Putey Soobshcheniya. Svedeniya o zheleznnykh dorogakh za 1893 g. [The Statistical Yearbook of the Ministry of Railways. Information on Railways for the Year 1893]. St. Petersburg, 1895; Statisticheskiy sbornik Ministerstva Putey Soobshcheniya. Svedeniya o zheleznnykh dorogakh za 1899 g. [The Statistical Yearbook of the Ministry of Railways. Information on Railways for the Year 1899]. St. Petersburg, 1901.

⁹ Ibid.

industrialists to constantly expand production capacity. In 1900, "the law of <continual> growth in consumption" [Gindin, 1996. P. 137] was broken and supply shifted out faster than demand for the first time. The overstretched financial position of factories, Witte added, put them at risk of immediate failure [Gindin, 1996. P. 137].

Moreover, the prospect of obtaining state orders often led firms to make overoptimistic decisions, especially concerning the management of costs. Firms too small to tackle state contracts sought to extend their operations solely to attract state orders. This strategy often absorbed all the firms' profits and drove them into debt [Gindin, 2007c. P. 63]. A typical case was the growth and bankruptcy of a major mining enterprise, which led to two of the three bank failures during the crisis. Specifically, in the summer of 1899, Witte refused to provide government procurement to the Donetsk–Yuryev Metallurgical Society [Snegirev, 1903. P. 3]. According to a government audit, in 1901, this led to the failure of the Kharkov Trade Commercial Bank, which had delegated much of its financing to this one enterprise [Gertsenshtein, 1903. P. 47–48].

State procurement played a particularly important role because the state was a large buyer, especially for the purpose of railroad construction. Unfortunately, there is almost no evidence on the aggregate size of state procurement. The only estimate comes from Vasiliy Varzar, one of the leading economists of the time, who was employed by the Ministry of Finance to collect statistics on industrial performance. According to Varzar's estimates, pig iron, iron, steel and the products manufactured from these materials (the metalworking industry) were, in 1900, consumed in the following proportion: 48 percent of the total by government, 22 percent by private enterprises, 14 percent by the general population, and 16 percent by unidentified parties [Ozerov, 1905. P. 118]. The metalworking industry was the centerpiece of Russia's industrialization; in 1899, it accounted for 54.4 percent of the total heavy industry monetary output [Kafengauz, 1994. P. 345–348].

While state procurement had a stimulating effect on industry in the 1890s, it had the opposite effect during the crisis. In 1898–1999, the total length of railroad tracks expanded annually by 1,700 miles on average, whereas in 1900–1902 only 1,000 miles were added per year, suggesting a decline in procurement¹⁰. Certain industrial areas were hit with especial severity. In 1899, Southern industry was a leading producer of railway tracks, accounting for 79.5 percent of the national rail production [Gindin, 2007b. P. 67]. According to the Ministry of Railways, Southern

¹⁰ Statisticheskii sbornik Ministerstva Putey Soobshcheniya. Svedeniya o zheleznykh dorogakh za 1901 g. [The Statistical Yearbook of the Ministry of Railways. Information on Railways for the Year 1901]. St. Petersburg, 1903. P. 76; Statisticheskii sbornik Ministerstva Putey Soobshcheniya. Svedeniya o zheleznykh dorogakh za 1906 g. [The Statistical Yearbook of the Ministry of Railways. Information on Railways for the Year 1906]. St. Petersburg, 1909. P. 92.

industry in 1901 received orders for 361 million pounds by weight of railways tracks, including 62.8 percent contracted by government, 11,000 freight cars and 500 passenger cars. This was not quite half of what the industry had received in 1899 and again in 1900 [Gindin, 2007c. P. 62].

3. Industry Performance and Bank Financing

As a result of government policies, certain industrial companies presented low-risk, high-return opportunities for investors, including banks. Certain industrial firms became low-risk because the government often signed multiyear procurement contracts [Gindin, 2007a, 2007b], which likely convinced banks that state procurement would continue indefinitely and at a constant level. Indeed, on the eve of the crisis, the bond risk premium of new technology heavy industry companies (extractive and manufacturing) was as low as that of long-established light industrial companies, with credible histories as borrowers, represented here by the textile industry¹¹. Furthermore, the risk premium of corporate securities was just one percent above that of the safest government bonds, suggesting that market participants viewed heavy industry as only a little more risky than government debt.

In addition to being low-risk, certain industrial companies presented high-return opportunities for banks because the government procured at above-market prices [Gindin, 2007c]. Indeed, data between 1893 and 1898 reveal that the heavy industries (extractive and manufacturing) were highly profitable, averaging 11.7 percent in returns on equity, the ratio of net income to capital stock¹². Industry recipients of government orders must have made even more profit than the industry's average, for the above reasons. This suggests that the policies intended to develop heavy industry were inadvertently encouraging investors, including banks, to devote their assets to financing attractive opportunities in newly established companies. Unintentionally, the government created an environment where heavy industrial companies were perceived by investors to be safer than they probably were.

Furthermore, Witte's reports on state revenues and expenditures over time emphasized the need for unabated industrialization. In one such report from 1897, Witte states that, since the government "has followed the protectionist system with an unwavering rigor and consistency" for some time, the premature loosening of these policies would

¹¹ Calculated based on price and coupon data from: *Ezhegodnik Ministerstva Finansov* [The Yearbook of the Ministry of Finance]. St. Petersburg, 1900–1906; and bonds outstanding from: *Ukazatel' deystvuyushchikh v imperii aktsionnykh predpriyatiy i torgovykh domov* [The Directory of Corporations and Trading Houses in the Russian Empire]. St. Petersburg, 1903.

¹² These industries accounted for about 90 percent of all heavy industries' capital stock. Calculated from data in: *Ezhegodnik Ministerstva Finansov* [The Yearbook of the Ministry of Finance]. St. Petersburg, 1901. P. 602–606, 610–625.

be “a great political mistake and a source of major shocks to the economic organism.”¹³ Even at the beginning of the crisis, in the official industrialization program presented to the Czar, dated February 1899, Witte continued to stress the need for uninterrupted industrialization [Von Laue, 1954. P. 64–74].

Witte's continued emphasis on adhering as closely as possible to the existing course of action may also explain why banks with well-informed connections did not envisage a crisis in industry. Politicians and corporate board members may have simply not realized how Witte's promises might fail to materialize, and thus did not advise their banking interlocks to disengage immediately from financing industry.

4. Government and Corporate Interlocks

This section describes bankers' personal ties to government officials and corporate board members.

Government Interlocks

The current literature suggests that banks set up interlocks with government officials in order to benefit from their industry-specific or managerial expertise; to enhance a firm's prestige through having a notable politician on their team; to gain access to preferential treatment, such as protection from competitors; to influence government decisions, as in the distribution of government contracts; and to obtain preferential information on future government actions, such as state procurement plans or regulatory changes [Grossman, Imai, 2016. P. 75–76]. The last three motives represent a form of rent seeking that can distort market competition to favor connected firms and their clients.

The Russian government affected banks' decisions via the personal connections that bankers maintained with government officials. Of the myriad of Russian government officials, some carried more weight and were better informed than others. The central figure to the country's development was Witte, the architect of the industrialization policies of the 1890s and the final decision maker on procurement contracts, corporate subsidies and other forms of economic support [Solovyov, 2003].

Moreover, Witte had the power to influence individual banks' financing decisions. For instance, in April 1897, he personally approved the details of a proposal by the St. Petersburg International Commercial Bank to offer bond underwriting services to some railroad companies [Bovykin, 1996. P. 106]. Another example of Witte's central position was his drive to

¹³ Vsepodannyyshiy doklad ministra finansov o gosudarstvennoy rospisi dokhodov i raskhodov na 1897 g. [The Most Loyal Report by the Minister of Finance to the Czar on State Revenues and Expenditures for the Year 1897]. St. Petersburg, 1896.

consolidate power over the economic affairs of the nation under his own enlightened stewardship. Witte believed that this would ensure the successful orchestration of industrialization. His power grew steadily as the Ministry of Finance became a “super ministry” [Solovyov, 2003], whose reach expanded well beyond its remit, for example, when it acquired absolute control over the Ministry of Railways [Solovyov, 2003].

From this, it may be inferred that the top government officials who were in close contact with Witte were best connected politically in the fields of business and economy. In addition to these men, top officials at the Ministries of Railways, Agriculture, Defense and Maritime Affairs were well-connected politically, because they each were responsible for procuring goods from private sector companies for their ministries. Another reason why these officials were well-connected was that they were responsible for petitioning the Ministry of Finance, and ultimately Witte, for fiscal resources [Makhlay, 2011. P. 28].

Influence occurred in the reverse direction too—from banks to government. Bovykin documented that some banks leveraged their government connections by directly petitioning ministries for preferential treatment and for the procurement of goods from their industrial clients, as in the following example. In November 1899, Rothstein, a board member of the St. Petersburg International Commercial Bank, wrote directly to Witte asking him to provide procurement orders to the Alexandrovsky Steel Factory, in which the bank had a sizeable ownership stake [Bovykin, 1967. P. 227]¹⁴. As Rothstein proudly declared to Witte’s wife in a letter dated 1897, “We have the most wonderful relationship with government, we are patronized by ministers and nearly by the emperor himself” [Lebedev, 2003. P. 402].

It could also be asserted that bank losses were simply the result of banks’ speculation with industrial securities. There was indeed a fair amount of speculative activity among banks and the general public, especially on the eve of the crisis [Brandt, 1904. P. 101–102]. However, as discussed in detail in section 6.1, banks’ losses were to a large extent due to the massive reintermediation, or movement, of collateral in the form of industrial securities onto their balance sheets because industrial clients had become unprofitable and unable to service their loans. This suggests that banks’ ruinous performance was not due to securities speculation, but rather due to industry’s real economic downturn.

Corporate Interlocks

Previous studies suggest that banks establish interlocks with companies to reduce information asymmetries and to influence clients’ corpo-

¹⁴ For a petition by the Ministry of Maritime Affairs, see [Bovykin, 1967. P. 237].

rate strategies [La Porta et al., 2003. P. 232]. In particular, to maximize their revenues, Russian banks could encourage their corporate clients to issue excessive amounts of equity and debt, or to borrow excessively from banks in order to finance inefficient investment projects. Moreover, corporate connections do not come without risk. Corporate interlocks may develop a strong influence on a bank and persuade it to finance dubious projects.

When providing underwriting services for their industrial clients, Russian banks were often compensated by the securities that they underwrote, content to retain the securities on their books [Bovykin, 1967. P. 220, 266]. This suggests that banks generally did not engage in underwriting-to-distribute. It was also common for banks to accept clients' industrial securities as collateral when making a loan [Bovykin, 1967. P. 240, 272]. Banks then kept such securities on the books while the loan lasted. This practice resulted in the large reintermediation of industrial securities onto their balance sheets during the crisis. Moreover, individual bank board members and directors were compensated with corporate securities [Bovykin, 1967. P. 211, 220–221]. This suggests that at least some bankers had personal skin in the game and genuinely believed in the soundness of their clients.

In their choice of companies to finance, banks preferred firms with approved or ongoing government contracts. For example, in 1895, the St. Petersburg Private Commercial Bank agreed to serve as a lead underwriter for the Russian Locomotive and Mechanical Company once it learned that the firm had signed a contract with the Ministry of Railways for the production of 480 locomotives [Bovykin, 1967. P. 262; Bovykin, 1996. P. 83, 89–90].

After providing significant financing services, it was common for banks to place their board members on corporate boards. Bovykin documented a few dozen of such cases involving four different banks [Bovykin, 1967. P. 264, 270]. While serving their five-year terms on corporate boards [Rudyuk, 2005], bankers paid very close attention to the firm's performance and made every effort to find buyers for the firm's products [Bovykin, 1967]. In sum, having an equity stake and personal presence in a firm would give a bank significant power over the firm's strategy and operations.

5. Empirical Strategy and Variables

This section analyses the impact of interlocks on bank performance during the crisis of 1899–1902 and the period of rapid economic growth of 1894–1898. [Salomatina, 2004, 2012] also studies banks' in-

vestment performance during this period. I estimate OLS regression models, such that:

- (1) $Investment\ losses_i = \alpha_1 + \beta_{1k} (Interlock\ variable_i) + \theta_1 (Bank\text{-}specific\ variables_i) + \varepsilon_i^{15}$,
- (2) $Investment\ profits_i = \alpha_2 + \beta_{2r} (Interlock\ variable_i) + \theta_2 (Bank\text{-}specific\ variables_i) + \mu_i$,
- (3) $Investment\ performance_{it} = \alpha_3 + \beta_{3s} (Interlock\ variable_{it}) + \theta_3 (Bank\text{-}specific\ variables_{it}) + \nu_i + \nu_t + \kappa_{it}$.

In equation (1), for bank i , *Investment losses_i* is the losses that a bank sustained on its investment portfolio over the whole span of the stock market decline. It is calculated as the ratio of total investment portfolio losses between January 1899 and December 1901 to the average value of the investment portfolio owned by the bank over the same period¹⁶. Note that, if a bank went bankrupt before the end of 1901, the denominator is calculated only for the years when the bank was in operation. The analysis includes 39 banks and 39 observations. *Interlock variable_i* measures banks' personal connections to government officials and companies in 1898 and 1901, respectively. I use four types of interlock variables that are different in each specification. *Bank-specific variables_i* represents various bank-specific controls, pertaining to December 1898. More details on interlock and bank-specific variables are provided in Sections 6.1 and 6.2 below.

In equation (2), for bank i , *Investment profits_i* is the profits that a bank earned on its investment portfolio over the rapid industrialization period preceding the financial crisis. It is calculated as the ratio of total investment portfolio profits between January 1894 and December 1898 to the average value of the investment portfolio owned by the bank over the same period¹⁷. Note that for the three banks that opened their doors after 1894, I calculate their investment profits only for the years when they were in operation¹⁸. The analysis includes 38 banks and 38 observations. *Interlock variable_i* measures banks' personal connections to government officials and companies in 1896. Four types of interlock variables are used, different in each specification. *Bank-specific variables_i* represents various bank-specific controls, pertaining to December 1895.

¹⁵ To account for potential nonlinear effects, I try logarithmic and square root transformations with independent variables, but they do not substantially improve the fit of the models.

¹⁶ It is also possible to calculate the denominator as the value of the investment portfolio owned by the bank on the eve of the crisis. However, this approach is less appropriate because some banks' investment portfolios increased substantially during the first, and in some cases the second, year of the crisis, as discussed below.

¹⁷ No bank incurred any investment losses over this period.

¹⁸ The Russo-Chinese Bank opened its doors in 1896; the Lodz Merchant Bank and the Commercial Bank in Bialystok both opened their doors in 1897.

In equation (3), for bank i and time period t , *Investment performance* _{it} is a bank's investment portfolio performance over two time periods, namely, between 1894 and 1898 and between 1899 and 1901. The analysis includes 38 banks and 76 observations. This is a balanced panel regression with bank and time fixed effects¹⁹. *Interlock variable* _{it} and *Bank-specific variables* _{it} are the same as in equations (1) and (2). The term V_i represents individual bank fixed effects to control for unobserved bank characteristics, such as bank reputation, that do not change, or change very little, between the pre-crisis and crisis periods. The term V_t represents period fixed effects to control for the bank-invariant time trend, such as for any macroeconomic or industry-wide effects that are constant over time.

Dependent Variables

Investment losses for 1899–1901 were hand-collected from *The Bulletin of Finance, Industry and Trade*²⁰, from the category commonly titled as “The loss from the difference in price.” This publication was initially compiled from individual banks' annual reports. I obtained end-of-year investment portfolio holdings for 1899–1901 from *Statistics on Short-Term Credit*²¹. I also collected investment profits for 1894–1898 from *The Bulletin of Finance, Industry and Trade*²². End-of-year investment portfolio holdings for 1894–1898 were obtained from *Statistics on Short-Term Credit*²³.

I have chosen investment losses as my distress measure for two reasons. First, given that this measure was determined by stock market participants, it was least affected by banks' fraudulently understating their losses on income statements [Gindin, 1948. P. 112]. For example, a government audit revealed that, in 1901, the St. Petersburg International Commercial Bank incurred a loss of 4.5 million rubles from the

¹⁹ I realize that the coefficients on fixed effects regressions are unbiased only when there are a large number of observations. The theoretical results concerning the statistical properties of fixed effects regressions are asymptotic, as can be seen from the number of observations and additional tests. My data do not fit these criteria, and I acknowledge their limitations. However, because my results do not contradict my hypotheses, they are presented for illustrative purposes.

²⁰ Vestnik finansov, promyshlennosti i trgovli. Otchety kreditnykh uchrezhdeniy, torgovykh i promyshlennykh predpriyatiy [The Bulletin of Finance, Industry and Trade. Financial Statements of Credit, Trade, and Industrial Enterprises]. St. Petersburg, 1900–1902.

²¹ Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionermykh bankov kommercheskogo kredita v 1894–1900 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1894 and 1900]. St. Petersburg, 1905, vol. 1; Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionermykh bankov kommercheskogo kredita v 1901–1908 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1901 and 1908]. St. Petersburg, 1910, vol. 2.

²² Vestnik finansov, promyshlennosti i trgovli. Otchety kreditnykh uchrezhdeniy, torgovykh i promyshlennykh predpriyatiy [The Bulletin of Finance, Industry and Trade. Financial Statements of Credit, Trade, and Industrial Enterprises]. St. Petersburg, 1895–1899.

²³ Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionermykh bankov kommercheskogo kredita v 1894–1900 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1894 and 1900]. St. Petersburg, 1905, vol. 1.

loans to a single client alone [Lebedev, 2003. P. 65]. Yet, the bank's financial statements showed a loss of only 32.5 thousand rubles on their loan and discounting operations and a net profit of nearly 1.7 million rubles²⁴. Another example of fraudulent financial reporting is the case of the Kharkov Trade Bank, which failed in 1901, shortly after a government audit revealed its true financial position [Anan'ich, 1991. P. 114].

The government's massive assistance also concealed banks' actual losses. The State Bank's financial reports show that the assistance to commercial banks more than doubled between the pre-crisis year of 1898 and the crisis period²⁵. For example, in 1901, the State Bank provided emergency funding to four commercial banks, which were financially interconnected with the banking house L. S. Polyakov, which itself was effectively bankrupt [Petrov, 1998. P. 86–89]²⁶. A government audit exposed that all four banks were on the brink of collapse. Yet, three of the four banks reported a net profit in 1901. Because of fraudulent reporting and the State Bank's assistance, banks incurred relatively minor losses on their loan and discounting operations, and the majority of banks reported net profits throughout the crisis. Naturally, I found no statistically significant relationship between interlocks and these measures of bank performance.

Although banks also tended to overestimate the value of their investment portfolios in the initial months of the crisis [Lebedev, 2003. P. 395], there was a mandatory requirement to mark investment portfolios to market every year²⁷. This mark-to-market requirement forced banks, sooner or later, to document investment losses during the three years of the stock market downturn. The investment portfolio of the St. Petersburg International Commercial Bank is examined to see whether the losses that it reported in its income statements were understated. For that, I collect the names, the number of shares, and the price of the securities owned by the bank in December 1899, 1900, and 1901 from its annual reports²⁸. By comparing the bank's portfolio composition between 1899 and 1900 and between 1900 and 1901, I am able to calculate the actual loss incurred. Because the exact price at which the bank sold and bought shares is not observed, it is assumed that all transactions

²⁴ Otchet S.-Peterburgskogo mezhdunarodnogo kommercheskogo banka, rassmotrennyy i utverzhennyy Sovetom Banka [The Report of the St. Petersburg International Commercial Bank, Reviewed and Approved by Its Board]. St. Petersburg, 1902.

²⁵ Otchet gosudarstvennogo banka za 1898 god [The Report of the State Bank for the Year 1898]. St. Petersburg, State Bank, 1899; Otchet gosudarstvennogo banka za 1901 god [The Report of the State Bank for the Year 1901]. St. Petersburg, 1901.

²⁶ The banks names were the Moscow International Trade, the St. Petersburg Moscow Commercial, the Orlovsky Commercial, and the Southern-Russian Industrial.

²⁷ The statute of each individual bank specified the annual mark-to-market requirement.

²⁸ Otchet S.-Peterburgskogo mezhdunarodnogo kommercheskogo banka, rassmotrennyy i utverzhennyy Sovetom Banka [The Report of the St. Petersburg International Commercial Bank, Reviewed and Approved by Its Board]. St. Petersburg, 1900–1902.

were made at the end of the year at the price reported in the annual report. Calculations reveal that the bank incurred a loss of 1.46 million rubles in 1900. This is close to the loss of 1.52 million rubles reported in the income statement. I also derive that the bank incurred a loss of 1.06 million in 1901, which is close to the officially reported loss of 1.14 million rubles. This suggests that the bank's reporting of investment losses was close to the truth.

Second, investment losses capture the reintermediation of collateral onto banks' balance sheets throughout the crisis. This happened because heavy industrial companies defaulted on their loans and banks had to contractually accept the securities that had collateralized their loans. As a result of this reintermediation, banks' portfolio holdings increased by an estimated 55 percent between January and December 1899 alone²⁹. Indeed, an annual report of the St. Petersburg International Commercial Bank documented the occurrence of this takeover of collateral³⁰. In 1901, for example, the bank received 5,363 shares of the Russian Gold Mining Company that were traded at a 95.0 percent discount from their price at the end of 1900³¹. This massive reintermediation was one of the primary reasons why banks sustained heavy losses. Thus, using this variable, I can capture banks' involvement in heavy industry financing and the extent of their actual losses on corporate loans and discounting.

Independent Variables

This section describes the sources and methods used in the creation of interlock variables. Four different types of interlock are established: two government ones and two corporate ones. I consider an interlock with government when a bank board member himself (direct interlock), or his sibling (indirect interlock), is employed by a government entity—that is, a state department, organization, or agency³². I gather the names of officials employed by the state in 1896 and 1898 from *Adres-Kalendar*³³, and the names of board members employed by banks in 1896

²⁹ Own estimation, calculated as the increase in corporate securities on banks' balance sheets, in a rapidly and constantly declining securities market.

³⁰ Otchet S.-Peterburgskogo mezhdunarodnogo kommercheskogo banka, rassmotrennyy i utverzhennyy Sovetom Banka [The Report of the St. Petersburg International Commercial Bank, Reviewed and Approved by Its Board]. St. Petersburg, 1902.

³¹ Ibid.

³² Another way an interlock could be established was via a father-son connection, but I found no such linkages. Women did not hold board positions at that time.

³³ Adres-Kalendar': obshchaya rospis' nachal'stvuyushchikh i prochikh dolzhnostnykh lits po vsem upravleniyam v Rossiyskoy Imperii na 1896 god [Address-Calendar: A General List of Governing and Other Functionaries in All Offices in the Russian Empire for the Year 1896]. St. Petersburg, 1896; Adres-Kalendar': obshchaya rospis' nachal'stvuyushchikh i prochikh dolzhnostnykh lits po vsem upravleniyam v Rossiyskoy Imperii na 1898 god [Address-Calendar: A General List of Governing and Other Functionaries in All Offices in the Russian Empire for the Year 1898]. St. Petersburg, 1898.

from *Data on Joint-Stock Businesses*³⁴ and in 1899 from *Russian Banks*³⁵. Note that all government officials are treated as equal, not differentiating higher from lower ranks. Instead, a separate type of a government interlock is created, as follows.

Access to top officials close to the epicenter of industrial policymaking should be more beneficial to bankers than ties to officials who are remote from it. With this in mind, I record an interlock with the Finance Minister's circle of well-connected officials when there is a direct or indirect interlock between a bank board member and the highest-ranked officials who were likely to be in close contact with Finance Minister Witte. Namely, I include top officials at the Ministry of Finance, the Ministry of Railways, the Ministries of Agriculture, Defense and Maritime Affairs, the State Bank, the State Nobles' Land Bank, the State Treasury, the Government Senate, and the Council of the State. Consequently, only the most influential government institutions are included. The limited number of top officials in them should ensure that my interlock variables reflect only the officials who were well-connected politically.

Because banks sustained losses related to industry, I also track bank ties with the corporate world. I consider the occurrence of an interlock with light industrial and non-industrial firms when a bank board member is also a board member of such firms, or when the banker's sibling is. The names of corporate board members active at the end of 1896 are sourced from *Data on Joint-Stock Businesses*, and those active at the end of 1901 are sourced from the 1901 volume of an identical publication³⁶. Note that I consider different types of corporate board members as equivalent: chairmen, vice-chairmen and regular members are treated as identical.

Since the state targeted the development of heavy industrial companies, bankers' connections with such firms could affect banks' performance differently than ties with light industrial and non-industrial companies. Thus, I record an interlock with heavy industrial firms. In all, I end up with four types of interlock variables: bank board members connected to government officials, to the Finance Minister's circle, to

³⁴ Statistika aktsionernogo dela v Rossii. Sostav direktorov pravleniy na 1897 g. [The Data on Joint-Stock Businesses in Russia. The Composition of the Boards of Directors for the Year 1897]. St. Petersburg, 1897, vol. 1.

³⁵ Russkie banki. Spravochnye i statisticheskie svedeniya o vsexh deystvuyushchikh v Rossii gosudarstvennykh, chastnykh i obshchestvennykh kreditnykh uchrezhdeniyakh [Russian Banks. A Reference and Statistical Information About All Active Government, Private, and Public Credit Institutions in Russia]. St. Petersburg, 1899.

³⁶ Statistika aktsionernogo dela v Rossii. Sostav direktorov pravleniy na 1897 g. [The Data on Joint-Stock Businesses in Russia. The Composition of the Boards of Directors for the Year 1897]. St. Petersburg, 1897, vol. 1; Statistika aktsionernogo dela v Rossii. Ezhegodnik na 1901–1902 g. [Data on Joint-Stock Businesses in Russia. Yearbook for the Years 1901–1902]. St. Petersburg, 1901, vol. 4.

light industrial and non-industrial firms, and to heavy industrial companies.

To identify actual interlocks, I cross-reference the names of bankers with those of government officials and, in turn, with the names of corporate board members. The matching process of 416 bankers in 1899, 3,492 corporate board members in 1901 and 7,596 officials in 1898 reveals that there were 68 bankers with personal links to officials and 147 bankers with personal ties to corporate board members.

As the final step, I sum the number of bank board members with connections of either type and use the total amounts in regression analysis. Note that, if a particular banker is connected to multiple government officials or corporate board members, I count this as a single banker. In other words, for me to record ten bank board members, all ten members must have one or more political or corporate ties.

I also add bank-specific variables to my regressions to control for the heterogeneity among banks. These variables are based on data from December 1898, when bankers hardly expected the imminent crisis, yet only two months before the beginning of the stock market downturn. They are also based on data from December 1895. My choice of these variables is as follows: bank age, number of bank locations, leverage, liquidity, asset growth in the prior year, and board size. These variables are collected from *Statistics on Short-Term Credit*³⁷, with the exception of bank age, which comes from *Russian Banks*³⁸.

6. Empirical Results

To preview my results, I examine the few available investment holdings of individual banks. They reveal that banks owned the equity securities of joint-stock companies as well as government, railroad, municipal, and corporate bonds. In 1899, banks owned 74.7 million rubles worth of government securities and 38.7 million rubles of corporate equities and bonds, together equating to 7.7 percent of banks' total assets³⁹. Next, I determine that banks' investment losses were predominantly due to the investment in corporate equities, and their heaviest

³⁷ Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionnykh bankov kommercheskogo kredita v 1894–1900 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1894 and 1900]. St. Petersburg, 1905, vol. 1; Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionnykh bankov kommercheskogo kredita v 1901–1908 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1901 and 1908]. St. Petersburg, 1910, vol. 2.

³⁸ Russkie banki. Spravochnye i statisticheskie svedeniya o vsex deystvuyushchikh v Rossii gosudarstvennykh, chastnykh i obshchestvennykh kreditnykh uchrezhdeniyakh [Russian Banks. A Reference and Statistical Information About All Active Government, Private, and Public Credit Institutions in Russia]. St. Petersburg, 1899.

³⁹ Statistika kratkosrochnogo kredita. Operatsii aktsionnykh bankov kommercheskogo kredita v 1894–1900 gg. [Statistics on Short-Term Credit. Operations of Joint-Stock Commercial Banks Between 1894 and 1900]. St. Petersburg, 1905, vol. 1.

losses were due to heavy industry holdings⁴⁰. On average, banks lost 6.1 percent of the average value of investment portfolios that they owned between 1899 and 1901. However, the banks based in Saint Petersburg lost, on average, 18.2 percent of their corporate portfolios, and the most severe loss was 44.8 percent.

As a further preview to my results, I examine the distribution of interlocks among banks. During the crisis banks located in Saint Petersburg, the capital, were more connected to heavy industry than banks located in Moscow and the provinces. Their 53 personal linkages resulted in the number of connections per board member being three times the number of those in Moscow or the provinces. Given that Saint Petersburg banks sustained the greatest financial losses of the three banking groups, their high interconnectedness with heavy industry implies that personal ties may have played a role in bank distress. Saint Petersburg's banks were also the group most connected with the Finance Minister's circle. Their 22 connections were three times the number of those in Moscow⁴¹.

Taking one bank as an example, the Russian Bank for Foreign Trade incurred the largest investment loss during the crisis among all banks, equivalent to 44.8 percent of the value of its corporate securities. This bank employed five board members with connections to the Finance Minister's circle, more than any other bank; nine members connected to heavy industrial companies, falling behind only one bank on this measure; but only two members with ties to light and non-industrial firms. During the prosperous period of 1894–1898, the bank gained 44.4 percent on its corporate securities, which was the fourth largest gain among its peers.

My core evidence is presented in Table 1, which reports the results of nine regression models, the only difference between each specification being the type of the interlock variable used. Note that all models incorporate both direct and indirect interlocks, unless otherwise specified. Robust standard errors are used in all models. Model (1) shows that, with each additional bank board member connected to a variety of officials, both close to the Minister of Finance and not directly related to his circle, a bank experienced 2.2 percent of extra investment portfolio losses during the crisis, though the result is statistically insignificant at standard levels. Model (3) tests exclusively for bank board members connected to officials close to the Minister of Finance. The model reveals that a bank lost much more, or 5.2 percent. It may be concluded

⁴⁰ Goetzmann W., Cabolis C., Radchenko P. St. Petersburg Stock Exchange Index. Individual Securities Data. https://som.yale.edu/sites/default/files/files/St_%20Petersburg%20data.xlsx; Ezhegodnik Ministerstva Finansov [The Yearbook of the Ministry of Finance]. St. Petersburg, 1901, 1903.

⁴¹ The share of banks with connections to the Finance Minister's circle was 28 percent. For comparison, [Grossman, Imai, 2016. P. 80] find that in 1900 the share of British banks connected to members of the Parliament was about 24 percent.

Table 1

Investment Losses 1899–1901, OLS Model

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Member connected to government	0.022 (0.014)								
Interlocks with government		0.012 (0.010)							
Member connected to the FM's circle			0.052* (0.029)						-0.022 (0.031)
Interlocks with the FM's circle				0.040** (0.015)					
Member connected to light and non-industrial firms					0.004 (0.007)				
Interlocks with light and non-industrial firms						0.010* (0.005)			
Member connected to heavy industrial firms							0.026** (0.010)		0.013* (0.007)
Interlocks with heavy industrial firms								0.010*** (0.003)	
Member FM's circle * heavy industrial firms									0.010** (0.004)
Bank age	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	-0.000	-0.001	-0.000
Number of locations	-0.000	-0.000	-0.003	-0.003	0.000	0.000	-0.002	-0.002	-0.004*
Leverage	-0.105	-0.090	-0.028	0.002	0.007	-0.007	0.069	0.096	0.098
Liquidity	0.686	0.623	0.107	-0.081	0.522	0.635	0.249	0.214	-0.393
Asset growth	0.095	0.093	0.081	0.076	0.100	0.101	0.109*	0.087	0.081*
Board size	-0.004	-0.003	-0.003	-0.004	0.003	0.001	-0.004	-0.002	-0.009**
Constant	0.062 (0.055)	0.048 (0.054)	0.062 (0.049)	0.071 (0.051)	-0.036 (0.057)	-0.035 (0.053)	-0.014 (0.050)	-0.021 (0.050)	0.074* (0.043)
Observations	39	39	39	39	39	39	39	39	39
Adjusted R ²	0.057	0.031	0.257	0.320	-0.070	0.039	0.288	0.312	0.536

Notes. 1. Interaction term is member connected to the Finance Minister's circle * member connected to heavy industrial firms; 2. Robust standard errors in parentheses: * — $p < 0.10$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

that the banks which sustained greater losses were the financiers of heavy industry, because the value of heavy industrial equities declined by substantially more than that of the light industrial or non-industrial equities, as discussed above.

Model (5) in Table 1 provides evidence of the presence of a bank board member connected to non-financial firms other than heavy industrial resulting in 0.4 percent of additional investment losses, though the result is statistically insignificant. Model (7) narrows the range of connections to bank board members connected specifically to heavy industrial companies. The model reveals that a bank lost much more, or 2.6 percent. This suggests the particularly unfortunate effect of personal ties to heavy industrial firms, those that were highly stimulated by government. Model (7) also shows that the banks that increased their assets by 10 percent in 1898 experienced an additional investment loss of 10.9 percent during the crisis.

Models (2), (4), (6) and (8) in Table 1 use another set of interlock variables, or the aggregate number of a bank's connections. Remember that one bank board member could have multiple personal connections to government or corporate entities. These models confirm the results of the core models discussed above.

Model (9) in Table 1 adds an interaction term between bank board members connected to the Finance Minister's circle and heavy industrial companies. First, the model shows that, for the bank with no connections to the Finance Minister's circle, the independent effect of a heavy industry interlock is an investment loss, just as expected. Second, the model reveals that, for the bank with no connections to heavy industry, the effect of an interlock with the Finance Minister's circle is statistically insignificant. This suggests that banks had to have heavy industry connections to sustain investment losses. Third, the positive and statistically significant interaction term in model (9) suggests that the effect of having a heavy industry interlock is strengthened by an interlock with the Finance Minister's circle.

The models in Table 1 capture observable official connections. However, banks also established unofficial ties that these models do not capture. For example, the St. Petersburg Discount and Loan Bank collaborated with Femistokl I. Petrokokino, who searched for profitable underwriting and lending opportunities for the bank [Bovykin, 1967. P. 216–219]. Because the models do not capture unofficial ties, the coefficients on interlock variables are likely biased upward.

To test whether bankers acted in the best interests of their clients or abused their positions to extract rents, my sample is restricted to companies that were established in or after 1893, the period when banks had many opportunities to offer excessive loans, equity and debt secu-

rities to newly established enterprises. If bankers acted as rent seekers, I would expect banks with all types of connections to sustain losses during the crisis. This is because it is unlikely that banks extracted rents only from new heavy industrial firms and did not extract any from new light and non-industrial firms. I find that banks did not incur statistically significant losses on their light industrial and non-industrial connections, but they did sustain losses on heavy industrial ties⁴². These results are consistent with the view that bankers acted as delegated monitors, rather than as rent seekers.

Models (10) to (13) in Table 2 include bank and time fixed effects to address the issue of omitted variable bias. There is enough within-subject variability in the interlock variables for fixed effects models to work. For example, in 1896 the average number of connections to the Finance Minister's circle was 0.87. Between 1896 and 1898 this number changed, on average, by 0.33.

Table 2

Investment Performance 1894–1901, OLS Model with Bank and Time Fixed Effects

	10	11	12	13
Member connected to the FM's circle	0.205** (0.093)			
Interlocks with the FM's circle		0.171** (0.072)		
Member connected to heavy industrial firms			−0.031 (0.034)	
Interlocks with heavy industrial firms				−0.037** (0.014)
Number of locations	0.002	0.006	0.002	0.012*
Leverage	−0.938***	−0.949***	−0.916**	−0.855***
Liquidity	2.445	2.060	2.532	2.305
Asset growth	0.102	0.102	−0.001	0.018
Board size	−0.049	−0.043	−0.030	−0.002
Russian for Foreign Trade	−0.421**	−0.786*	−0.123	0.242
Russian for Trade and Industry	0.094	0.247	−0.207	0.250
St.Petersburg-Azovsky	0.335	0.437	−0.434**	−0.082
St.Petersburg International	0.533	0.445	0.186	0.560**
St.Petersburg Muscovy	0.347	0.470	−0.519**	0.028
St.Petersburg Discount and Loan	0.209	0.380	−0.224	0.331
St.Petersburg Private	0.187	0.296	−0.200	0.490
Credit Lyonnais	0.153	0.312	−0.730**	−0.184
Moscow Merchant	1.172**	1.069**	0.291	0.293
Moscow International Trade	−0.019	0.075	−0.515**	−0.326*
Moscow Trade	1.032*	1.100*	−0.093	0.074
Moscow Discount	1.053*	1.122**	−0.062	0.124

⁴² I do not report these results to conserve space, but they are available upon request.

The end of table 2

	10	11	12	13
South-Russian Industrial	0.157	0.279	-0.720**	-0.229
Azovsko-Donskoy	0.533	0.557	-0.458**	-0.348**
Commercial in Bialystok	-0.001	0.124	-0.884***	-0.444
Commercial in Warsaw	0.622	0.687	-0.311*	-0.007
Warsaw Discount	0.492	0.607	-0.451**	-0.067
Vilnius Private	0.551	0.638	-0.399	-0.087
Voronezh Commercial	0.353	0.477	-0.584**	-0.180
Ekaterynoslavsky Commercial	0.386	0.523	-0.533*	-0.050
Kazan Merchant	0.595	0.693	-0.456**	-0.157
Kiev Private	0.806	0.893	-0.149	0.26
Commercial in Kostroma	0.543	0.640	-0.459***	-0.186
Lodz Merchant	0.040	0.155	-0.880***	-0.437
Trade in Lodz	0.597	0.673	-0.249	0.291
Minsk Commercial	0.350	0.453	-0.512*	-0.029
Nizhny Novgorod Merchant	0.824	0.917	-0.216	0.057
Odessa Discount	0.412	0.549	-0.516*	-0.075
Orlovsky Commercial	-0.043	0.045	-0.906***	0.536**
Pskov Commercial	0.446	0.563	-0.467*	-0.042
Riga Commercial	0.452	0.554	-0.431	-0.033
Rostov-on-Don Merchant	0.208	0.370	-0.765**	-0.312
Siberian Trade	0.512	0.510	-0.395*	-0.172
Central Asian Commercial	0.288	0.372	-0.717**	-0.375
Tiflis Commercial	0.828	0.917*	-0.145	0.154
Kharkov Trade	0.486	0.609	-0.456	-0.023
Russo-Asian	0.064	0.163	-0.574**	-0.083
Time fixed effects	-0.332***	-0.338***	-0.291***	-0.242***
Constant	0.638 (0.678)	1.423*** (0.487)	0.497 (0.677)	0.735* (0.431)
Observations	76	76	76	76
Adjusted R ²	0.425	0.211	0.435	0.471

Notes. 1. The omitted bank is Volzhsko-Kamsky. 2. Robust standard errors in parentheses: * — $p < 0.10$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$.

Model (10) in Table 2 shows that, with each additional bank board member connected to the Finance Minister's circle, a bank experienced an extra 20.5 percent in portfolio outperformance. Model (11), which uses the aggregate number of connections at a bank, confirms this result. These findings suggest that the benefits of being politically connected before the crisis outweighed the losses sustained during the crisis.

Model (13) in Table 2, which also uses the aggregate number of connections, shows that, with each additional connection to heavy industrial firms, a bank sustained an extra 3.7 percent loss. Model (12),

which tracks the number of bankers connected to heavy industry, is statistically insignificant. However, I am not concerned about this result. In those cases when a single banker maintained multiple industrial connections, the model could become statistically insignificant. Taken together, econometric findings suggest that political and heavy industry interlocks had a positive effect on bank performance during prosperous times and a negative effect during turbulent times.

My main results are robust to additional tests⁴³. Specifically, the results are robust to excluding one and two banks that were most heavily connected to the Finance Minister's circle. The results are also robust to randomly excluding one top government institution and one heavy industry. The results hold to using the bank share price as the dependent variable. They also hold when two different sets of interlock variables are used: those capturing only direct interlocks and, separately, only indirect interlocks. Finally, the results are robust to using propensity matching analysis.

Lastly, models (14) to (17) in Table 3 test whether banks' connections in 1896 led to additional investment profits in the years leading up to the crisis (1894 to 1898). Model (14) shows that, with each additional bank board member connected to the Finance Minister's circle, a bank experienced an extra 10.5 percent in portfolio outperformance. Model (16) reveals that, with each additional bank board member with ties to heavy industrial firms, a bank's portfolio appreciated by an extra 4.4 percent. Models (15) and (17), which use the aggregate number of a bank's connections, confirm these results.

Table 3

Investment Profits 1894–1898, OLS Model

	14	15	16	17
Member connected to the FM's circle	0.105** (0.049)			
Interlocks with the FM's circle		0.071* (0.036)		
Member connected to heavy industrial firms			0.044** (0.017)	
Interlocks with heavy industrial firms				0.024** (0.010)
Baseline controls	✓	✓	✓	✓
Constant	0.285 (0.175)	0.313 (0.196)	0.306* (0.154)	0.320* (0.157)
Observations	38	38	38	38
Adjusted R ²	0.309	0.254	0.086	0.047

Notes. 1. Baseline controls are locations, leverage, liquidity, asset growth, and board size. 2. Robust standard errors in parentheses: * — $p < 0.10$, ** — $p < 0.05$, *** — $p < 0.01$

⁴³ I do not report these results, but they are available upon request.

Conclusions

Banks' personal connections played an important role in Russia's industrialization of the 1890s, when there were high information asymmetries between firms and their lenders and corporate regulation was weak.

The evidence presented in this paper suggests that the banks which experienced greater distress during the final financial crisis in the Russian Empire had more connections to those government officials who were closest to the epicenter of policymaking and to those companies which had been most stimulated by state policies to expand production in the lead-up to the crisis. During the prosperous times of the 1890s, the reverse was true. Banks' personal ties with the Finance Minister's circle and heavy industrial companies were positively related to bank performance.

These findings suggest that, in a crisis, well-connected bankers might fail to provide the valuable expertise and foresight that is expected from them. Instead, the presence of such bankers might harm bank performance when decisive action is required to adapt to rapidly changing economic circumstances.

A key remaining question is what caused the banks to excessively finance heavy industrial companies in the first place. Based on the narrative evidence presented in this paper, I would argue that it is the government policies targeted at the development of the real economy that enticed banks to expose themselves financially to new technology companies. These policy incentives culminated in disastrous bank performance when heavy industry experienced a slowdown.

References

1. Adams R., Hermalin B., Weisbach M. The Role of Boards of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework and Survey. *Journal of Economic Literature*, 2010, vol. 48, no. 1, pp. 58-107.
2. Anan'ich B. *Bankirskie doma v Rossii 1860-1914: Ocherki istorii chastnogo predprinimatel'stva* [Banking Houses in Russia, 1860-1914: Essays on the History of Private Enterprises]. Lenin-grad, 1991.
3. Bairoch P. International Industrialization Levels from 1750 to 1980. *Journal of European Economic History*, 1982, vol. 11, no. 2, pp. 269-333.
4. Bovykin V. *Formirovanie finansovogo kapitala v Rossii konets XIX v. - 1908 g.* [The Formation of Financial Capital in Russia. The End of the XIX Century to 1908]. Moscow, 1984.
5. Bovykin V. *Rossiia i mirovoy biznes: dela i sud'by* [Russia and the World Business: Deeds and Destinies]. Moscow, 1996.
6. Bovykin V. *Zarozhdenie finansovogo kapitala v Rossii* [The Emergence of Financial Capital in Russia]. Moscow, 1967.
7. Brandt B. *Torgovo-promyshlennyy krizis v Zapadnoy Evrope i v Rossii, 1900-1902 g.* [The Commercial and Industrial Crisis in Western Europe and Russia, 1900-1902]. St. Petersburg, 1904, vol. 2.
8. Braun M., Raddatz C. Banking on Politics: When Former High-Ranking Politicians Become Bank Directors. *The World Bank Economic Review*, 2010, vol. 24, no. 2, pp. 234-279.

9. Deloof M., Vermoesen V. The Value of Corporate Boards During the Great Depression in Belgium. *Explorations in Economic History*, 2016, vol. 62(C), pp. 108-123.
10. Fohlin C. The Rise of Interlocking Directorates in Imperial Germany. *Economic History Review*, 1999, vol. 52, no. 2, pp. 307-333.
11. Frydman C., Hilt E. Investment Banks as Corporate Monitors in the Early Twentieth Century United States. *American Economic Review*, 2017, vol. 107, no. 7, pp. 1938-1970.
12. Gertsenshtein M. *Khar'kovskiy krakh: po povodu protsessa o zloupotrebleniyakh v Khar'kovskom zemel'nom i torgovom bankakh [The Kharkov Collapse: Regarding the Process of Misuses in the Kharkov Mortgage and Commercial Banks]*. St. Petersburg, 1903.
13. Gindin I. *Gosudarstvennyy bank i ekonomicheskaya politika tsarskogo pravitel'stva, 1861-1892 [The State Bank and the Economic Policy of the Tsarist Government, 1861-1892]*. Moscow, 1960.
14. Gindin I. Gosudarstvo i ekonomika v gody upravleniya S. Yu. Witte [State and Economy in the Years of S. Yu. Witte's Management]. *Voprosy istorii*, 2007a, vol. 6, pp. 80-106.
15. Gindin I. Gosudarstvo i ekonomika v gody upravleniya S. Yu. Witte [State and Economy in the Years of S. Yu. Witte's Management]. *Voprosy istorii*, 2007b, vol. 7, pp. 64-93.
16. Gindin I. Gosudarstvo i ekonomika v gody upravleniya S. Yu. Witte [State and Economy in the Years of S. Yu. Witte's Management]. *Voprosy istorii*, 2007c, vol. 9, pp. 62-96.
17. Gindin I. Ekonomicheskiy krizis 1900-1903 goda i antikrizisnaya politika pravitel'stva [The Economic Crisis of 1900-1903 and the State Anti-Crisis Policy]. In: *Iz istorii ekonomicheskoy mysli i narodnogo khozyaystva Rossii [From the History of Economic Thought and National Economy of Russia]*. Moscow, 1996, vol. 2, pp. 1-153.
18. Gindin I. *Russkie kommercheskie banki. Iz istorii finansovogo kapitala v Rossii [Russian Commercial Banks. From the History of Financial Capital in Russia]*. Moscow, 1948.
19. Gregory P. *Ekonomicheskiy rost Rossiyskoy imperii (konets XIX - nachalo XX v.): novye podschety i otsenki [Economic Growth of Russian Empire (End of XIX - Beginning of XX Century): New Estimates and Calculations]*. Moscow, 2003.
20. Grossman R., Imai M. Taking the Lord's Name in Vain: The Impact of Connected Directors on 19th Century British Banks. *Explorations in Economic History*, 2016, vol. 59 (C), pp. 75-93.
21. Kafengauz L. *Evolutsiya promyshlennogo proizvodstva Rossii [The Evolution of Industrial Production in Russia]*. Moscow, 1994.
22. Laeven L. Insider Lending and Bank Ownership: The Case of Russia. *Journal of Comparative Economics*, 2001, vol. 29, no. 2, pp. 207-229.
23. Lamoreaux N. *Insider Lending: Banks, Personal Connections, and Economic Development in Industrial New England*. Cambridge, Cambridge University Press, 1996.
24. La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Zamarripa G. Related Lending. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, vol. 118, no. 1, pp. 231-268.
25. Lebedev S. S. *Peterburgskiy Mezhdunarodnyy kommercheskiy Bank vo vtoroy polovine XIX veka [The St. Petersburg International Commercial Bank in the Second Half of the XIX Century]*. Moscow, 2003.
26. Makhlay M. F. Deloproizvodstvennye dokumenty tsentralnykh gosudarstvennykh uchrezhdeniy kak istochnik po istorii kazennoy promyshlennosti Rossiyskoy Imperii kontsa XIX - nachala XX veka [Business Correspondence Documents of the Central Government Offices as a Source on the History of State Industry in Russian Empire at the End of XIX – Beginning of XXth Centuries]. *Vestnik Udmurtskogo Universiteta*, 2011, vol. 1, pp. 19-31.
27. McKay J. *Pioneers for Profit: Foreign Entrepreneurship and Russian Industrialisation, 1885-1913*. Chicago, 1970.
28. Migulin P. *Reforma denezhnogo obrashcheniya v Rossii i promyshlennyy krizis, 1893-1902 [The Reform of Monetary Supply in Russia and the Industrial Crisis, 1893-1902]*. Kharkov, 1902.
29. Newton L. Regional Bank-Industry Relations During the Mid-Nineteenth Century: Links Between Bankers and Manufacturing in Sheffield. *Business History*, 1996, vol. 38, no. 3, pp. 64-83.

30. Okazaki T., Sawada M., Yokoyama K. Measuring the Extent and Implications of Director Interlocking in the Prewar Japanese Banking Industry. *The Journal of Economic History*, 2005, vol. 65, no. 4, pp. 1082-1115.
31. Ol' P. *Inostrannye kapitaly v narodnom khozyaystve dovoennoy Rossii [Foreign Capital in the Economy of Pre-War Russia]*. Leningrad, 1925.
32. Owen T. *The Corporation Under Russian Law, 1800-1917: A Study in Tsarist Economic Policy*. Cambridge, Cambridge University Press, 2002.
33. Ozerov I. *Ekonomicheskaya Rossiya i ee finansovaya politika na iskhode XIX i v nachale XX veka [Economic Russia and Her Financial Policy at the Turn of the XIX and Early XX Century]*. Moscow, 1905.
34. Petrov U. *Kommercheskie banki Moskvy. Konets XIX v. - 1914 g. [Commercial Banks of Moscow. The End of the 19th century to 1914]*. Moscow, 1998.
35. Rudyuk N. *Bankovskie deyateli Rossii 1864-1914 gg.: istochniki i metody izucheniya biograficheskikh dannykh: avtoref. dis. ... kand. istor. nauk. [Banking Leaders in Russia in 1864-1914: Sources and Methods of Studying Biographical Data: Overview of a Dissertation for a Candidate of Historical Sciences]*. Moscow, 2005.
36. Salomatina S. Investitsionnye operatsii kommercheskikh bankov v dorevolutsionnoy Rossii: poisk optimal'noy modeli [Investment Operations of Commercial Banks in Pre-Revolutionary Russia: In Search for the Optimal Model]. *Ekonomicheskaya istoriya: Ezhegodnik. 2011/2012 [Economic History: Yearbook. 2011/2012]*, 2012, pp. 247-292.
37. Salomatina S. *Kommercheskie banki v Rossii: dinamika i struktura operatsiy, 1864-1917 gg. [Commercial Banks in Russia: Dynamics and Structure of Operations, 1864-1917]*. Moscow, 2004.
38. Siegel J. *For Peace and Money: French and British Finance in the Service of Tsars and Commissars*. Oxford, Oxford University Press, 2015.
39. Shepelev L. E. *Aktsionernye kompanii v Rossii [Joint-Stock Companies in Russia]*. Leningrad, 1973.
40. Snegirev L. *Protsess o zloupotrebleniyakh v Khar'kovskom zemel'nom i trgovom bankakh [Fraud at the Kharkov Land and Commercial Banks]*. Moscow, 1903.
41. Solovyov Y. *Ministerstvo finansov Rossiyskoy imperii v 1858-1903 gg.: organizatsiya i funktsionirovanie: avtoref. dis. ... kand. istor. nauk [The Ministry of Finance of the Russian Empire Between 1858 and 1903: Its Organization and Operations: Overview of a Dissertation for a Candidate of Historical Sciences]*. Moscow, 2003.
42. Von Laue T. H. A Secret Memorandum of Sergei Witte on the Industrialization of Imperial Russia. *The Journal of Modern History*, 1954, vol. 26, no. 1, pp. 60-74.

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В МАГАЗИНАХ**

Москва

- **Циолковский**, Пятницкий пер., д. 8, стр. 1.
Тел.: (495) 951-19-02. primuzee@gmail.com
- Киоски **Издательского дома «Дело»** в РАНХиГС, просп. Вернадского, д. 82.
Тел.: (499) 270-29-78, (495) 433-25-02. magazin1@anx.ru

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В ИНТЕРНЕТЕ**

Интернет-магазины

- интернет-магазин **Лабиринт**, <http://www.labyrinth.ru/>

В электронном виде

- | | |
|--|---|
| • http://ecpolicy.ru/ | • http://www.econbiz.de/ |
| • ulrichsweb.serialssolutions.com/ | • https://e.lanbook.com/ |
| • http://dlib.eastview.com/ | • http://elibrary.ru/ |
| • https://ideas.repec.org/ | • http://cyberleninka.ru/ |
| • http://biblioclub.ru/ | • http://ipsscience.thomsonreuters.com/ |

Адрес редакции: 125009, Москва, Газетный пер., д. 3–5, стр. 1.

Тел.: +7 (495) 691-77-21.

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Сайт: <http://ecpolicy.ru/>.

Отпечатано в типографии ООО «Формула цвета».

117292, Москва, ул. Кржижановского, д. 31.

Тираж 600 экз.

Editorial address: 3–5, Gazetny per., bldg 1,
Moscow, 125009, Russian Federation.

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

E-mail: mail@ecpolicy.ru.

Website: <http://ecpolicy.ru/>.

Printed by "Formula Tsveta" Ltd. Address: 31, ul. Krzhizhanovskogo,
Moscow, 117292, Russian Federation.
600 copies.