

Вопросы ЭКОНОМИКИ™

www.vopreco.ru

В НОМЕРЕ :

**Монетарная и макропруденциальная политика
в условиях глобального финансового цикла**

**Прозрачность монетарной политики
и эффект переноса валютного курса**

Взаимодействие российского бизнеса с наукой

**Инновационный профиль
российской фармацевтической отрасли**

6

2 0 2 1

ВСЕРОССИЙСКОЕ ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ИЗДАНИЕ

Вопросы[™] ЭКОНОМИКИ

ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ЕЖЕМЕСЯЧНЫЙ ЖУРНАЛ
ВЫХОДИТ С 1929 г.

ИЮНЬ

6

2021

Редакционная коллегия

О. И. Ананьин, Р. С. Гринберг, Н. И. Иванова, А. Я. Котковский (исполняющий обязанности главного редактора), **Я. И. Кузьминов, В. А. Мау, А. Д. Некипелов, Р. М. Нуреев, Г. Х. Попов, С. Н. Попов** (ответственный секретарь), **Вад. В. Радаев, А. Я. Рубинштейн, Е. Г. Ясин**

Х. Канамори (Япония), **Гж. Колодко** (Польша), **Л. Конг** (Китай), **Л. Чаба** (Венгрия),
М. Эллман (Нидерланды), **М. Эмерсон** (Великобритания)

МОСКВА

Voprosy Ekonomiki

[Issues of Economics]

Since 1929

June

6

2021

EDITORIAL BOARD

Oleg Ananyin

National Research University Higher School of Economics, Russian Federation

Ruslan Grinberg

Institute of Economics,
Russian Academy of Sciences,
Russian Federation

Natalya Ivanova

Primakov Institute of World Economy and International Relations,
Russian Academy of Sciences,
Russian Federation

Andrey Kotkovsky (Executive Editor)

NP “Voprosy Ekonomiki”,
Russian Federation

Yaroslav Kouzminov

National Research University Higher School of Economics, Russian Federation

Vladimir Mau

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
Russian Federation

Alexander Nekipelov

Moscow School of Economics,
Lomonosov Moscow State University,
Russian Federation

Rustem Nureev

National Research University Higher School of Economics, Russian Federation

Gavriil Popov

International University in Moscow,
Russian Federation

Sergey Popov (Executive Secretary)

NP “Voprosy Ekonomiki”,
Russian Federation

Vadim Radaev

National Research University Higher School of Economics, Russian Federation

Alexander Rubinstein

Institute of Economics,
Russian Academy of Sciences,
Russian Federation

Evgeny Yasin

National Research University Higher School of Economics, Russian Federation

Hisao Kanamori (Japan), **Grzegorz Kolodko** (Poland), **Li Cong** (China), **László Csaba** (Hungary), **Michael Ellman** (Netherlands), **Michael Emerson** (Great Britain)

AIMS AND SCOPE

Voprosy Ekonomiki is a leading Russian economic journal. It publishes the top theoretical and empirical research on macroeconomic policies and institutional reforms in Russia. The journal also welcomes more general submissions dealing with the political economy of institutional change as well as economic sociology, economic history, regional economic studies, analysis of particular markets and industries, international economics, and history of economic thought. *Voprosy Ekonomiki* serves as an important forum for the Russian economic community. All articles are subject to a rigorous peer-review process.

ISSN 0042-8736. Frequency: published monthly—12 Issues per year.

Publisher: NP “Redaktsiya zhurnala ‘Voprosy Ekonomiki’”.

Homepage: www.vopreco.ru. Email: mail@vopreco.ru

© 2021 NP “Voprosy Ekonomiki”. All rights reserved.

ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНАЯ ПОЛИТИКА

- Р. Р. Ахметов, М. Е. Мамонов, В. А. Панкова** — Монетарная и макропруденциальная политика в условиях глобального финансового цикла: опыт малых открытых экономик..... 5
- Ф. С. Картаев, В. Г. Тубденов** — Прозрачность монетарной политики и эффект переноса валютного курса 32
- В. А. Банникова, А. А. Пестова** — Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода..... 47
- О. А. Демидова, Е. Е. Карнаухова, Д. А. Коршунов, А. А. Мясников, С. Ф. Серегина** — Асимметричные эффекты денежно-кредитной политики в регионах России 77

ЭКОНОМИКА ИННОВАЦИЙ

- Ю. В. Симачев, М. Г. Кузык** — Взаимодействие российского бизнеса с наукой: точки соприкосновения и камни преткновения 103
- М. В. Подшивалова, И. С. Пылаева, С. К. Алмрсед** — Инновационный профиль предприятий российской фармацевтической отрасли: «пациент скорее жив, чем мертв» 139

-
- Russian Journal of Economics 157
- Мобильное приложение «Вопросы экономики» 158
- Льготная подписка на журнал «Вопросы экономики» 159



CONTENTS

MONETARY POLICY

- R. R. Akhmetov, M. E. Mamonov, V. A. Pankova** — Monetary and macroprudential policy under global financial cycle: The experience of small open economies..... 5
- P. S. Kartaev, V. G. Tubdenov** — The transparency of monetary policy and the effect of exchange rate pass-through..... 32
- V. A. Bannikova, A. A. Pestova** — The effects of monetary shocks on inflation: High-frequency approach..... 47
- O. A. Demidova, E. E. Karnaukhova, D. A. Korshunov, A. A. Myasnikov, S. F. Seregina** — Asymmetric effects of monetary policy in Russia..... 77

ECONOMICS OF INNOVATION

- Y. V. Simachev, M. G. Kuzyk** — Interaction of Russian business with science: Points of contact and stumbling blocks 103
- M. V. Podshivalova, I. S. Pylaeva, S. K. Almrshed** — Innovative profile of the Russian pharmaceutical industry..... 139

ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНАЯ ПОЛИТИКА

Монетарная и макропруденциальная политика в условиях глобального финансового цикла: опыт малых открытых экономик*

Р. Р. Ахметов^{1,2,3}, М. Е. Мамонов^{4,5}, В. А. Панкова^{1,2,3}

¹ *Центр макроэкономического анализа
и краткосрочного прогнозирования (Москва, Россия)*

² *Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН (Москва, Россия)*

³ *Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики» (Москва, Россия)*

⁴ *Московский государственный институт международных отношений
(университет) МИД России (Москва, Россия)*

⁵ *CERGE-EI, Карлов университет (Прага, Чехия)*

В работе анализируется влияние глобального финансового цикла на малые открытые экономики и сравнивается эффективность мер денежно-кредитной и макропруденциальной политики в условиях глобального финансового цикла. Классифицированы каналы, через которые монетарная политика мировых финансовых регуляторов (ФРС США, ЕЦБ), во многом определяющая глобальный финансовый цикл, транслируется в малые открытые экономики: дифференциала процентных ставок, деятельности глобальных финансовых институтов и цен на сырьевые товары. Рассматриваются аргументы сторонников и критиков «трилеммы» монетарной политики и показано, как ученые приходят к идее о том, что политика инфляционного таргетирования остается оптимальной для достижения ценовой и макроэкономической стабильности, но одной этой политики недостаточно для обеспечения финансовой стабильности. Необходимо ее координировать с мерами макропруденциаль-

Ахметов Ренат Рамилович (rakhmetov@forecast.ru), эксперт ЦМАКП, н. с. ИНП РАН, н. с. Центра фундаментальных исследований (ЦФИ) НИУ ВШЭ; *Мамонов Михаил Евгеньевич* (mikhail.mamonov@cerge-ei.cz), к. э. н., директор Центра исследований международной экономики Института международных исследований МГИМО, PhD-кандидат CERGE-EI, Карлов университет; *Панкова Вера Александровна* (vpankova@forecast.ru), эксперт ЦМАКП, н. с. ИНП РАН, н. с. ЦФИ НИУ ВШЭ.

* Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-310-20015.

ной политики. Эти выводы подкреплены анализом кейсов конкретных стран (Россия, Новая Зеландия, Бразилия, Турция и др.) по смягчению негативных последствий экономических кризисов в последние 30 лет.

Ключевые слова: глобальный финансовый цикл, кредитный цикл, бизнес-цикл, монетарная политика, макропруденциальная политика, трилемма международных финансов.

JEL: E32, E52, E58, F32, F44.

Введение

Глобальный экономический кризис 2007–2009 гг. наглядно продемонстрировал, что классическая политика таргетирования инфляции не служит достаточным условием финансовой стабильности, и положил конец противостоянию сторонников активного участия центрального банка (ЦБ) в предотвращении образования пузырей на финансовых рынках («lean»; Cecchetti et al., 2000; Borio, Lowe, 2002), с одной стороны, и приверженцев позиции о том, что ЦБ не должен оказывать прямого влияния на финансовые пузыри, а призван только заниматься «расчисткой» после того, как они лопнут («clean»; Bernanke, Gertler, 2001; Greenspan, 2002), — с другой. Для этого необходимо переосмыслить традиционные цели монетарной политики, к которым обычно относят стабилизацию инфляции и достижение устойчивых темпов экономического роста, и проанализировать доступные меры макропруденциальной политики ЦБ, нацеленные на обеспечение финансовой стабильности.

Анализ причин и последствий недавнего глобального кризиса¹ заставил практиков и исследователей задуматься о том, что финансовая стабильность также должна быть одной из целей ЦБ, наряду с ценовой стабильностью и экономическим ростом (Sahay et al., 2015). Проблема в том, что в условиях расширения глобализации достичь указанных целей для национальных регуляторов становится все сложнее, поскольку растет зависимость их внутренней монетарной политики от денежно-кредитной политики (ДКП) ФРС США и ЕЦБ, от (во многом) определяемой этими глобальными финансовыми регуляторами динамики цен активов на мировых финансовых рынках и от движения международных потоков капитала, то есть от *глобального финансового цикла* (ГФЦ) (Miranda-Agrippino, Rey, 2020). Соответственно под давлением подобных внешних факторов национальным регуляторам в малых открытых экономиках приходится принимать сложные решения о том, как достичь все три цели одновременно, а иногда и выбирать наиболее приоритетную (достижение ценовой или финансовой стабильности²).

В данной работе предпринята попытка проанализировать и обобщить опыт стран с малой открытой экономикой по применению мер

¹ Среди ключевых причин можно выделить избыточные кредитные риски на балансах домашних хозяйств, накопленные на волне повышенного оптимизма первой половины 2000-х годов (Mian, Sufi, 2009; Bordo et al., 2018), и последовавшее за этим разрушение цепочек финансового посредничества (Gertler, Kiyotaki, 2010).

² Ценовая и финансовая стабильность не обязательно положительно связаны между собой (см. на примере США и стран зоны евро: Blot et al., 2015).

денежно-кредитной и макропруденциальной политики для смягчения негативного воздействия ГФЦ на внутренние макроэкономические показатели, отражающие динамику бизнес- и кредитного циклов. В этом плане наша работа в существенной мере дополняет ряд недавних обзоров. Эволюция целей и мандатов ЦБ после мирового экономического кризиса 2007–2009 гг. рассмотрена в: Дробышевский и др., 2016. В работе: Дробышевский и др., 2018, авторы сфокусировались на возможностях процентной политики ЦБ, уделяя мало внимания инструментам макропруденциальной политики. Б. Замараев и А. Киюцевская (2019) проанализировали особенности реализации монетарной политики в рамках режима инфляционного таргетирования (ИТ) в ряде стран и в России, но также не уделили особого внимания механизмам макропруденциальной политики. Наша работа в определенной мере дополняет выводы исследования: Пестова, 2017, в котором автор сформулировал рекомендации для будущих эмпирических работ в области определения режимов и эффектов ДКП (на примере России).

Структура нашего обзора следующая. В первом разделе рассматривается механизм влияния ГФЦ на внутренние экономические циклы. Это позволяет выявить вызываемые притоком/оттоком капитала потенциальные дисбалансы, для предотвращения которых должны формироваться соответствующие подходы монетарной и макропруденциальной политики. Во втором разделе анализируется эффективность национальной монетарной политики (на примерах ИТ и привязки валютного курса) в условиях воздействия на нее ДКП ФРС США и ЕЦБ. В третьем разделе сравнивается эффективность различных инструментов макропруденциальной политики, применяемых для предотвращения или смягчения воздействия ГФЦ. Четвертый раздел посвящен анализу международного опыта применения инструментов монетарной и макропруденциальной политики, которые позволяют преодолеть дисбалансы, вызванные влиянием ГФЦ. Пятый раздел содержит перечень рекомендаций, которые могут быть полезны финансовым регуляторам в малых открытых экономиках для предотвращения и/или сглаживания его негативного воздействия на устойчивость экономического роста и финансовую стабильность.

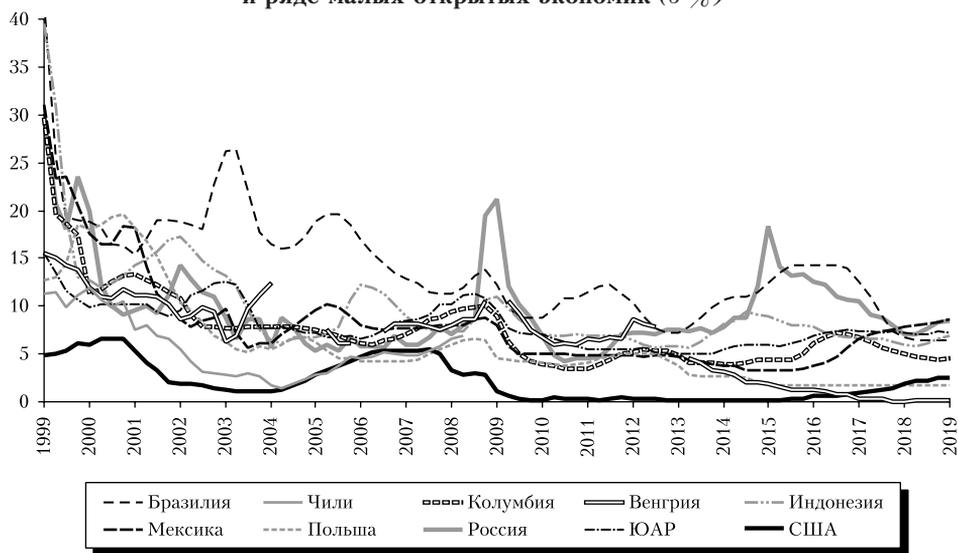
Влияние глобального финансового цикла на внутренние бизнес- и кредитные циклы

*Стилизованные факты, или
О чем говорят межстрановые сравнения*

Для описательного анализа мы собрали данные по краткосрочным процентным ставкам, потокам капитала, кредитам и ВВП в США и ЕС и ряде стран с малой открытой экономикой³ из базы данных Всемирного банка за период с 1990 по 2019 г. Первое, что привлекает внимание:

³ В выборку вошли Бразилия, Чили, Колумбия, Венгрия, Индонезия, Мексика, Польша, Россия и ЮАР.

**Краткосрочные процентные ставки в США
и ряде малых открытых экономик (в %)**



Источник: Всемирный банк.

Рис. 1

приближение уровней процентных ставок в рассматриваемых малых экономиках к уровню ставки в США в целом за последние 20 лет и в период до мирового экономического кризиса 2007–2009 гг. Это может отражать усиление влияния монетарной политики ФРС США на остальные страны по мере углубления их финансового развития (рис. 1).

С. Мирандо-Агриппино и Х. Рэй обсуждают концепцию ГФЦ (GFC, Global Financial Cycle) и реализуют ее с помощью методов многомерного статистического анализа, выделяя главную компоненту из большого количества временных рядов, отражающих цены на финансовые активы по всему миру (Miranda-Agrippino, Rey, 2020)⁴. Анализ совместной динамики ГФЦ и регулируемых процентных ставок в США и ЕС демонстрирует, что монетарная политика в двух ключевых экономиках выступает важнейшим фактором динамики ГФЦ (рис. 2).

При анализе интенсивности притока капитала в страны с малой открытой экономикой, включенные в нашу выборку, на фоне показателя ГФЦ видна тесная корреляция (рис. 3), кроме Венгрии в 2009 г. В расширительной фазе ГФЦ происходит существенный приток капитала в малые открытые экономики, в фазе сокращения — его отток. Накладывая эти тренды на обсужденные выше (см. рис. 2), мы получаем подтверждение тезиса об усилении корреляции между монетарной политикой в США и ЕС и притоком капитала в малые открытые экономики.

Если мы проследим эволюцию фаз ГФЦ и соотнесем ее с динамикой кредитования и выпуска в рассматриваемых малых открытых экономиках, то вновь увидим тесную положительную корреляцию

⁴ Временной ряд ГФЦ см. на сайте Рэй: http://www.helenerey.eu/RP.aspx?pid=PublishedPapers_en-GV&aid=291587444_67186463733

**Глобальный финансовый цикл (ГФЦ)
и монетарная политика в США и ЕС (в %)**

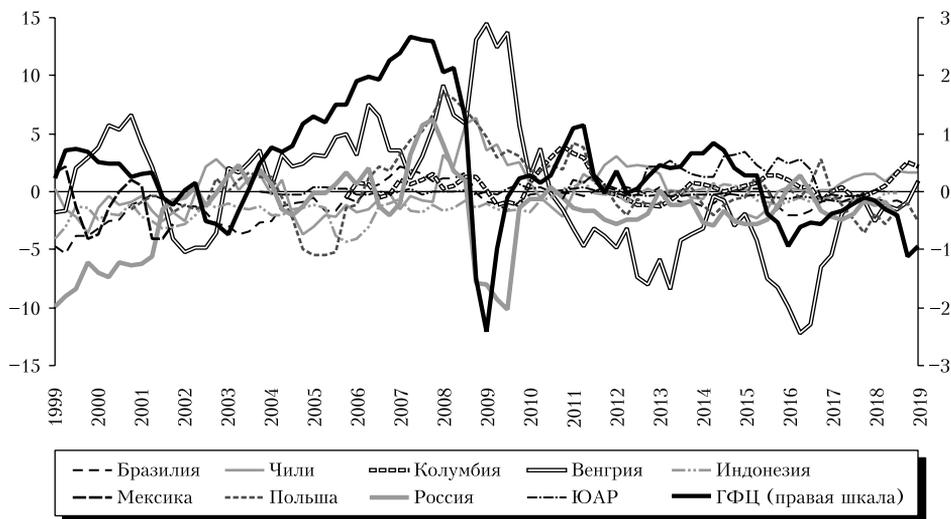


Примечание. Показатель GFC выступает главной компонентой, по построению он стандартизован и центрирован вокруг нуля (Miranda-Agrippino, Rey, 2020). Роль играет не уровень, а динамика ряда. Положительные значения соответствуют расширительной фазе GFC, отрицательные — фазе сжатия.

Источник: Всемирный банк.

Рис. 2

**Глобальный финансовый цикл (ГФЦ) и чистый приток капитала
в ряде малых открытых экономик (в % ВВП)**

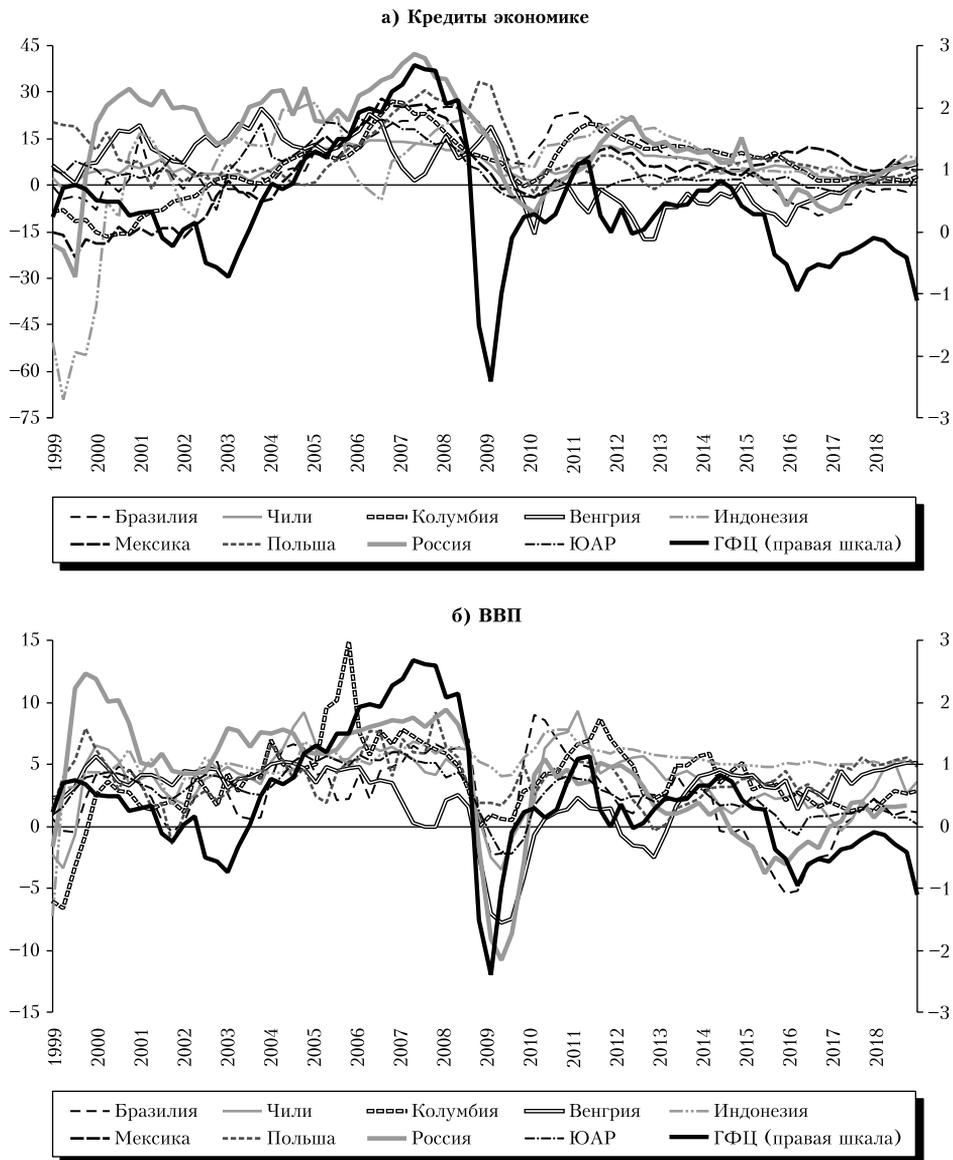


Источник: Всемирный банк.

Рис. 3

(рис. 4). Данный цикл открывает финансовым институтам малых открытых экономик доступ к зарубежному фондированию, за счет чего стимулирует в них рост предложения кредитов. В свою очередь, это служит одним из источников запуска расширительной фазы бизнес-цикла.

Годовая динамика кредитов экономике и ВВП (в реальном выражении, %) на фоне глобального финансового цикла



Источник: Всемирный банк.

Рис. 4

Дальнейший анализ показывает, что тесная корреляция между показателями ГФЦ и темпами роста ВВП на межстрановом уровне сохраняется и при контроле других характеристик, определяющих фазы бизнес-цикла. Мы оценили линейную регрессию на панельных данных с фиксированными эффектами, в которой годовая динамика ВВП (GDP_{it}) в стране i в квартале t ($t = 1990Q1, \dots, 2019Q4$) зависит от показателя GFC_t и контролируется такими часто используемыми в литературе макроэкономическими показателями ($MACRO_{it}$), как

динамика фондового рынка, индексы доверия потребителей и бизнеса, ИПЦ и сальдо счета текущих операций к ВВП:

$$GDP_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma GFC_{t-j} + \sum_{k=1}^K \delta_k MACRO_{it-j} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где: α_i и β_t — фиксированные эффекты по странам и годам, улавливающие часть вариации годовой динамики ВВП, которая объясняется ненаблюдаемыми внутренними страновыми характеристиками и глобальными шоками в различные годы; $j = 0, 1$ — индекс лаговой структуры объясняющих переменных, используемый для определения степени инерции; ε_{it} — регрессионная ошибка.

Представим результаты оценки уравнения (1) для трех выборок стран: *открытых экономик* (включая США и страны еврозоны)⁵, *малых открытых экономик* (они же, но без США и еврозоны), *малых открытых развивающихся экономик*⁶ (табл. 1). В каждом случае

Т а б л и ц а 1

Оценка связи ряда показателей национальных экономик и глобального финансового цикла

Объясняющая переменная	Выборка открытых экономик (I)		Выборка малых открытых экономик (II)		Выборка малых развивающихся экономик (III)	
	без лага	лаг = 1 квартал	без лага	лаг = 1 квартал	без лага	лаг = 1 квартал
<i>Фокусная переменная</i>						
<i>GFC</i> (глобальный финансовый цикл)	0,407*** (0,088)	0,399*** (0,141)	0,405*** (0,120)	0,392** (0,182)	0,382** (0,143)	0,752** (0,290)
<i>Макроэкономические контрольные переменные</i>						
Индекс фондового рынка, темп прироста	0,014*** (0,003)	0,023*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,025*** (0,003)	0,003 (0,005)	0,018** (0,005)
Уверенность бизнеса, темп прироста	0,205*** (0,051)	0,220*** (0,071)	0,223*** (0,073)	0,181* (0,097)	0,345*** (0,058)	0,307*** (0,055)
Уверенность потребителей, темп прироста	0,327*** (0,109)	0,373*** (0,084)	0,354*** (0,096)	0,375*** (0,065)	0,451*** (0,103)	0,414*** (0,041)
ИПЦ	-0,075 (0,049)	-0,154*** (0,046)	-0,074 (0,076)	-0,166** (0,067)	-0,022 (0,096)	-0,076 (0,088)
Счет текущих операций/ВВП	0,027 (0,047)	0,051 (0,048)	-0,013 (0,071)	0,012 (0,065)	0,051 (0,086)	0,079 (0,091)
Константа	1,030 (1,013)	1,712* (0,910)	1,673 (1,658)	2,244 (1,412)	-0,723 (1,005)	1,052 (0,980)
Фиксированные эффекты (FE)						
стран	Да	Да	Да	Да	Да	Да
времени	Да	Да	Да	Да	Да	Да
<i>N</i>	2299	2293	1327	1320	487	486
Количество стран	27		15		6	

Примечание. В скобках представлены робастные стандартные ошибки; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

⁵ Австрия, Австралия, Бельгия, Бразилия, Великобритания, Венгрия, Германия, Греция, Дания, Ирландия, Испания, Италия, Мексика, Нидерланды, Новая Зеландия, Польша, Португалия, Россия, США, Турция, Финляндия, Франция, Чехия, Швейцария, Швеция, ЮАР, Южная Корея, Япония.

⁶ Бразилия, Венгрия, Мексика, Россия, Турция, ЮАР.

мы оценивали уравнение (1) без лага ($j = 0$) и с лагом один квартал ($j = 1$). Результаты оценки показывают, что во всех случаях коэффициент перед переменной GFC положительный и высоко статистически значимый, устойчивый во времени. Таким образом, в расширительной фазе ГФЦ наблюдается интенсификация притока капитала, что впоследствии выступает стимулом экономического роста; наоборот, в фазе его сжатия отмечается отток капитала, что негативно отражается на будущей экономической активности.

*Механизмы влияния глобального финансового цикла
на внутренние макро- и финансовые показатели*

Глобальный финансовый цикл, или более конкретно — глобальный цикл потоков капитала, определяется множеством факторов, среди них изменение процентных ставок и темпов роста крупнейших экономик, ценовая конъюнктура на мировых рынках сырья и др. Если уровень глобальной волатильности низкий и у инвесторов оптимистичные ожидания относительно дальнейшей динамики экономических индикаторов, то наступает период масштабного притока капитала и финансового процветания («bonanza»; см.: Reinhart, Reinhart, 2008).

Масштабный приток капитала оказывает сильное влияние на внутренние бизнес- и кредитные циклы. С одной стороны, в период расширительной фазы ГФЦ банки получают дополнительные стимулы для наращивания предложения кредита за счет более доступных и дешевых средств с внешних рынков (Mendoza, Terrones, 2008; di Giovanni et al., 2019). С другой стороны, в этот период повышается экономическая активность других (нефинансовых) экономических агентов, что увеличивает спрос на кредиты, особенно со стороны неторгуемых секторов экономики, за счет бума цен на активы (Claessens, Ghosh, 2013). Если эффект предложения доминирует над эффектом спроса, то процентные ставки по кредитам будут снижаться (di Giovanni et al., 2019). Это создаст динамический эффект ускорения экономической активности и предпосылки для образования пузырей на кредитном и других финансовых рынках. Чем менее эффективна в таких условиях процентная и макропруденциальная политика ЦБ, тем вероятнее кредитные кризисы и рецессия⁷.

В условиях коррекции ГФЦ усиливается глобальная волатильность на финансовых рынках, что приводит к сокращению кредитной активности, «бегству от риска» и резкому оттоку капитала, особенно с развивающихся рынков (Kalemli-Ozcan et al., 2013). Чем менее эффективна процентная и макропруденциальная политика ЦБ в таком случае, тем глубже будут кредитный кризис и, как следствие, рецессия в экономике.

Важную роль при этом играет характер потоков капитала. Так, в ряде эмпирических работ отмечено, что приток прямых иностранных

⁷ В таких условиях может повышаться вероятность валютных кризисов из-за попыток регуляторов сдерживать укрепление курса национальной валюты путем ее продажи и, следовательно, искусственного формирования дисбаланса счета текущих операций, а также проведения проциклической фискальной политики (Reinhart, Reinhart, 2008).

инвестиций (ПИИ) не приводит к негативным последствиям для финансового сектора и экономики (Korinek, 2018; Blanchard et al., 2017; Furceri et al., 2012; Calderón, Kubota, 2012) и может стимулировать рост выпуска в экономике (Blanchard et al., 2017). Это связано с тем, что ПИИ ориентированы на более длительные горизонты вложений и характеризуются более взвешенным подходом к выбору объектов инвестирования по сравнению с более волатильными портфельными и другими инвестициями. Последние, в отличие от ПИИ, подвержены шокам текущих новостей, и в силу этого соответствующие инвесторы обычно характеризуются высокой склонностью к чрезмерной реакции, что и провоцирует резкий приток/отток капитала в периоды экономической и финансовой нестабильности.

Консенсус относительно роли портфельных и других частных инвестиций (банковские ссуды, торговые кредиты, валюта и депозиты) в динамике кредитного и бизнес-цикла до сих пор не достигнут. С одной стороны, в ряде работ отмечается, что портфельные инвестиции, наравне с прямыми, могут рассматриваться в качестве относительно «безопасных» (Furceri et al., 2012; Calderón, Kubota, 2012; Blanchard et al., 2017).

Так, на межстрановых данных по 71 стране за 1975–2010 гг. было показано, что связь между притоком портфельных инвестиций и кредитными бумагами зависит от метода определения последних и может быть положительной в одних случаях и отрицательной — в других и при этом никогда не оказывается статистически значимой (Calderón, Kubota, 2012)⁸. К схожим выводам приходят и О. Бланшар с соавторами: в их работе в инструментальной регрессии кредитного бума на портфельные инвестиции коэффициент перед ними оказывается незначимым на выборке из 19 развивающихся стран с 2000 по 2015 г. (Blanchard et al., 2017).

С другой стороны, на данных по 33 странам за 1980–2011 гг. выявлено, что слишком интенсивный приток портфельных инвестиций, наряду с притоком внешних долговых обязательств, ведет к образованию кредитных бумов (Igan, Tan, 2017). В частности, авторы показали, что чистый приток первых способствует увеличению активности кредитования домохозяйств в странах с более развитым финансовым сектором и росту кредитов компаниям в экономиках с менее развитым фондовым рынком. Они находят, что рост отношения чистого притока капитала к ВВП на 1 стандартное отклонение увеличивает темпы прироста как корпоративного, так и розничного кредитования на 0,21 и 0,07 стандартного отклонения соответственно.

Таким образом, влияние портфельных инвестиций на фазу кредитного цикла неоднозначно. Подобные выводы характерны и для потоков других инвестиций. Некоторые авторы (Furceri et al., 2012; Calderón, Kubota, 2012) делают вывод о негативном эффекте, а другие (Blanchard et al., 2017) — о положительном. С точки зрения теории, представленной в последней работе, это объясняется так: для одних

⁸ Вместе с тем отметим, что, согласно расчетам этих авторов, всплески притока *совокупных* иностранных инвестиций приводят к образованию «плохих» кредитных бумов (которые оканчиваются финансовыми кризисами).

стран более значим негативный эффект от накопления экономических дисбалансов, а для других — положительный от снижения стоимости финансового посредничества в условиях притока других инвестиций. Под дисбалансами в таком случае понимают чрезмерное (по сравнению с равновесным) укрепление национальной валюты, что ведет к сокращению чистого экспорта и, следовательно, к замедлению темпов роста выпуска.

Эффективность монетарной политики в условиях глобального финансового цикла

В ранних работах, посвященных изучению условий проведения странами независимой монетарной политики, постулировалось наличие «*трилеммы*» (или «невозможной троицы», «*impossible trinity*») — необходимости выбрать комбинацию двух вариантов из трех возможных: приверженности режиму фиксированного курса национальной валюты, обеспечения свободного движения потоков капитала или проведения независимой ДКП. Впервые понятие «трилеммы» было сформулировано в рамках модели малой открытой экономики в работах Р. Манделла и Дж. Флеминга (Mundell, 1960, 1961; Fleming, 1962). В ряде эмпирических работ было выявлено, что теория «трилеммы» монетарной политики подтверждается историческим опытом (Obstfeld et al., 2004, 2005). В частности, в условиях малых открытых экономик, когда страны в силу своих размеров не могут влиять на глобальный уровень процентных ставок, наиболее эффективной политикой для ЦБ оказывается таргетирование инфляции со свободным плаванием курса национальной валюты и отсутствием ограничений на потоки капитала.

В более поздних работах некоторые авторы предлагают альтернативную гипотезу: в современных условиях финансовой глобализации «трилемма» монетарной политики трансформировалась в «*дилемму*». Влияние ГФЦ приводит к тому, что для проведения независимой ДКП в условиях открытости экономики выбор режима плавающего валютного курса недостаточен: независимая политика возможна тогда и только тогда, когда счет капитала управляемый (имеют место ограничения его потоков). Эта точка зрения представлена в работах Рей с соавторами (Rey, 2013, 2016; Miranda-Agrippino, Rey, 2020), где авторы так обосновывают переход от «трилеммы» к «дилемме»: в современном мире значительное влияние на внутреннюю монетарную политику различных стран оказывает ДКП ФРС США, так как эта страна выступает глобальным финансовым центром («гегемоном»). Поскольку доллар США — основная мировая резервная валюта, многие финансовые посредники в разных странах эмитируют валютный долларовый долг и занимают средства в долларах на короткий срок. Соответственно изменения в ДКП США оказывают сильное влияние на чистую стоимость экономических субъектов — банков, предприятий, домохозяйств — и на их возможности использовать финансовый рычаг (Rey, 2016).

Мирандо-Агриппино и Рей выявили, что глобальный фактор, обусловленный в том числе ДКП США, объясняет значительную долю дисперсии доходности рискованных активов по всему миру (Miranda-Agrippino, Rey, 2020). Когда ФРС США ужесточает свою политику, выпуск, инвестиции и инфляция в США сокращаются. Но, что важнее, наблюдаются значительные изменения в международных финансовых переменных: глобальный фактор цен на активы снижается, спреды растут, объемы глобальных внутренних и трансграничных кредитов значительно снижаются, а финансовый рычаг уменьшается. Так, было выявлено, что смягчение монетарной политики в США приводит к смягчению политики в развивающихся странах, что подтверждает факт ослабления независимости ДКП в малых открытых экономиках (при любом режиме валютного курса) (Anaya et al., 2017). В работах Рей с соавторами показано, что шоки ДКП США передаются в международном масштабе и влияют на финансовые условия даже в странах, придерживающихся политики инфляционного таргетирования (Rey, 2016; Passari, Rey, 2015). Отсюда следует, что сама по себе гибкость обменного курса национальной валюты не гарантирует автономию монетарной политики в условиях масштабных потоков капитала.

Однако не все согласны с тем, что «трилемма» полностью утратила свое значение. В ряде новых исследований авторы утверждают, что справедливость концепции «трилеммы» в современных условиях сохраняется, однако признают, что глобальный финансовый цикл существенно воздействует на эффективность монетарной политики малых открытых экономик (Aizenman, 2013, 2019; Obstfeld, 2015; Banerjee et al., 2016; Ligonniere, 2018; Georgiadis, Zhu, 2019; Fendoglu et al., 2019; Egorov, Mukhin, 2020).

Дж. Айзенман (Aizenman, 2013) указывает на возросшую роль финансовой глобализации в снижении значимости таких аспектов «трилеммы», как стабильность валютного курса и независимость монетарной политики. Отмечается, что в период активного встраивания развивающихся экономик в глобальный финансовый рынок в 1990–2000-е годы выросла степень их подверженности рискам «внезапной остановки» и «бегства» капиталов в результате распространения финансовых шоков в мировом масштабе. Это обусловило переход стран с развивающимся рынком к активному накоплению международных резервов для защиты от возможных социально-экономических последствий финансовой турбулентности⁹. Айзенман подчеркивает, что именно связь между углублением финансовой интеграции развивающихся стран и ростом объема их международных резервов добавляет новый элемент — финансовую стабильность — в концепцию «трилеммы», трансформируя ее в «квадрилемму». В рамках краткосрочного временного горизонта страны, накапливая резервы, одновременно укрепляют свою финансовую стабильность и расширяют возможности проводить независимую монетарную политику, сохраняя при этом активную вовлеченность в международную систему потоков капитала. В более поздней работе (Aizenman, 2019) он приходит к выводу, что сама макроэкономическая концепция «трилеммы» Манделла—Флеминга сохраняет свою релевантность и в наши дни, однако ее фокус смещается от «угловых решений» — выбора одной из комбинаций целей в чистом виде — к неким промежуточным вариантам: управляемой гибкости валютного курса, контролируемой интеграции финансовых рынков, ограниченной монетарной независимости, которых и придерживается большинство развивающихся стран на практике.

М. Обстфилд показывает, что при проведении монетарной политики страны с плавающим курсом находятся в лучшем положении, чем остальные (Obstfeld, 2015).

⁹ В данном контексте своеобразным «водоразделом» послужил кризис 1997–1998 гг., после которого азиатские экономики увеличили объем своих резервов в несколько раз (с 5% ВВП в 1980 г. до 37% в 2006 г.).

Отмечено, что политика ИТ остается наиболее эффективной в отсутствие фрикций на глобальных финансовых рынках (Banerjee et al., 2016)¹⁰.

Негативное воздействие ГФЦ на независимость ДКП малых открытых экономик, безусловно, существует, однако нельзя утверждать, что «трилемма» превращается в «дилемму» (Ligonniere, 2018). Более того, намного больше, чем собственно ГФЦ, может быть роль глобальных игроков — международных инвесторов и банков — на отечественных финансовых рынках. Глобальные финансовые игроки транслируют монетарную политику ФРС США, что приводит к ослаблению независимости ДКП в малых экономиках, особенно при смене режима свободно плавающего валютного курса на режим привязки при открытом счете капитала, или при переходе экономики, придерживающейся режима фиксированного валютного курса, от ограниченного движения капитала к свободному.

На временном горизонте 2002–2018 гг. также находят эмпирические доказательства справедливости гипотезы о «трилемме» монетарной политики как для развитых, так и для развивающихся стран (Georgiadis, Zhu, 2019). Авторы выявили, что и приверженность режиму плавающих валютных курсов, и наложение ограничений на потоки капитала позволяют уменьшить чувствительность экономики страны к изменению процентной политики ведущих центральных банков мира (ФРС США, ЕЦБ). Однако, как они отмечают, при свободном плавании возникает *финансовый канал валютных курсов*¹¹, который ограничивает возможности регуляторов проводить независимую монетарную политику в условиях, когда мировые регуляторы-«гегемоны» ужесточают свою политику.

В теоретической работе К. Егорова и Д. Мухина показано, что политика таргетирования инфляции становится менее эффективной для малых открытых экономик в силу воздействия монетарной политики США, но по-прежнему оптимальна. Ограничения на движение потоков капитала могут быть эффективны только в случае координации мер между странами (Egorov, Mukhin, 2020).

Таким образом, авторы всех перечисленных работ — и сторонники классической «трилеммы», и сторонники перехода к «дилемме» монетарной политики — солидарны в том, что основным триггером ГФЦ выступает монетарная политика мировых регуляторов-«гегемонов». Изменения в их ДКП приводят к движению глобальных потоков капитала и, как следствие, оказывают влияние на внутренние кредитные и бизнес-циклы остальных стран, в том числе наиболее уязвимых — развивающихся. Например, было показано, что негативный шок ДКП ФРС США (ужесточение процентной ставки на 100 б. п.) влечет за собой снижение квартального объема реального ВВП развивающихся стран в среднем на 0,5 п. п., ослабление курса национальных валют к доллару США на 4% и рост инфляции на 250 б. п. в годовом выражении (Banerjee et al., 2016).

На основе проанализированных работ можно выделить три канала трансмиссии ДКП мировых финансовых регуляторов (ФРС США,

¹⁰ Как показано в упомянутой работе, если подобные фрикции возникают, например резко меняется направление монетарной политики в США, то для развивающихся стран политика ИТ не имеет преимуществ по сравнению с режимом привязки валютного курса. Последствия негативного шока ДКП США для национальных экономик будут тем слабее, чем меньше доля иностранных обязательств их финансовых секторов.

¹¹ Под финансовым каналом валютного курса подразумевают изменение стоимости обслуживания внешнего долга, номинированного в иностранной валюте, в случае колебаний обменного курса. При девальвации национальной валюты такая стоимость возрастает вплоть до уровней, подвергающих экономику угрозе финансовой нестабильности. Нежелательность подобного исхода заставляет национальные ЦБ «подражать» монетарной политике глобальных финансовых регуляторов (Georgiadis, Zhu, 2019).

ЕЦБ) на малые открытые экономики. Первый канал связан с *дифференциалом процентных ставок*. В случае смягчения мировыми финансовыми регуляторами своей денежно-кредитной политики увеличивается объем ликвидности, который может быть направлен не только на расширение внутренней экономики, но и за ее пределы в поисках более высокой доходности. Это приводит к всплеску притока капитала, существенная часть которого направляется на развивающиеся рынки с более высоким уровнем риска и соответственно процентных ставок.

Второй канал — *деятельность глобальных финансовых институтов*, в частности банков и институциональных инвесторов (Banerjee et al., 2016; Ligonniere, 2018), которые транслируют монетарную политику ФРС на все страны своего присутствия. Поскольку доллар США обладает статусом мировой резервной валюты, международные финансовые институты активно используют его в своей деятельности — при кредитовании национальных финансовых институтов и предприятий реального сектора (Eichengreen et al., 2011; Miranda-Agrippino, Rey, 2012).

Третий канал — *цены на сырьевые товары*. Смягчение ДКП в развитых экономиках вызывает рост цен на сырьевые товары (Eichengreen et al., 2011). Это связано с тем, что низкие ставки стимулируют потребление и инвестиции, что приводит к повышению спроса, в том числе на сырье. Кроме того, при низком уровне ставок сырьевые товары становятся более привлекательными в качестве инвестиций. Таким образом, страны, ориентированные на экспорт сырья, получают более высокие доходы от экспорта, что укрепляет их торговые балансы и улучшает фундаментальные экономические показатели. Это, в свою очередь, стимулирует дополнительный приток капитала и ведет к укреплению национальных валют.

Трансмиссия монетарной политики США через указанные каналы может усиливаться в зависимости от режима валютного курса в странах. В наиболее выигрышном положении находятся экономики, которые используют режим плавающего валютного курса. Хотя они подвержены резкому притоку/оттоку капитала вследствие воздействия ГФЦ, этот режим позволяет достичь нового равновесия за счет изменения стоимости национальной валюты в ответ на накопление дисбалансов (чрезмерного притока или оттока капитала).

Эффективность макроprudенциальной политики в условиях глобального финансового цикла

После глобального экономического кризиса 2007–2009 гг. многие страны стали активно применять различные меры макроprudенциальной политики для обеспечения финансовой стабильности. Соответствующие инструменты могут быть полезны для предотвращения/смягчения последствий воздействия ГФЦ на внутренние циклы и для повышения эффективности монетарной политики. Это подтверждается как в эмпирических межстрановых исследованиях (Ostry et al., 2012; Agenor et al., 2014; Forbes et al., 2015; Zhang, Zoli, 2016; Fendoglu, 2017; Cerutti et al., 2017; Richter et al., 2019), так и практическим опытом разных стран (Pereira da Silva, Harris, 2012; Aysan et al.,

2014; Dunstan, 2014; Filardo et al., 2016), а также следует из выводов теоретических работ (см., например: Unsal, 2013).

Так, в последней статье автор сравнивает эффективность трех видов политики: 1) монетарная политика без макроprudенциальных мер; 2) монетарная политика и макроprudенциальные меры в широком определении (применение к кредитам, номинированным как в национальной, так и в иностранной валюте); 3) монетарная политика и меры макроprudенциальной политики в узком определении (только относительно кредитов, номинированных в иностранной валюте, — аналог capital controls).

Ставка ДКП формируется во всех трех случаях в соответствии с правилом Тейлора следующего вида:

$$(1 + i_t^D) = \left[(1 + i_t^D) (\pi_t)^\lambda \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\nu \gamma} \right] [(1 + i_{t-1}^D)]^{1-\gamma}, \quad (2)$$

где: i_t^D — фактическая ставка ДКП; π_t — фактический уровень инфляции; Y_t — фактический объем ВВП; i^D и Y — уровень номинальной процентной ставки и ВВП в долгосрочном равновесии; λ, ν, γ — параметры, подлежащие калибровке.

Жесткость мер макроprudенциальной политики MP_t зависит от динамики объема кредитования:

$$MP_t = \varphi \Delta(LD + LF), \quad (3)$$

где $\Delta(LD + LF)$ — темп роста кредитов в национальной (LD) и иностранной (LF) валютах.

После того как определена ставка ДКП, финансовые посредники формируют ставки по кредитам с учетом премий за риск и мер макроprudенциальной политики¹²:

$$i_{t+1}^{LD} = f(i_t^D, R_{t+1}^D, MP_t), \quad (4)$$

$$i_{t+1}^{LF} = f(i_t^F, R_{t+1}^F, MP_t), \quad (5)$$

где: i_{t+1}^{LD} и i_{t+1}^{LF} — ставки по кредитам в национальной и иностранной валютах соответственно; MP_t — премия за дополнительные издержки, которые несут финансовые посредники в связи с ужесточением макроprudенциальной политики; i_t^F — уровень международной ставки; R_{t+1}^D и R_{t+1}^F — премия за риск заемщика по кредитам в национальной и иностранной валютах соответственно.

В упомянутой работе (Unsal, 2013) выявлен наиболее эффективный подход к стабилизации экономики в ответ на возникновение финансового шока: сочетание мер денежно-кредитной и макроprudенциальной политики в *широком* определении. Другими словами, меры только монетарной политики работают хуже, чем их комбинация с макроprudенциальной политикой, учитывающей не только потоки внешних капиталов, но и внутренние кредитные циклы. Далее, на выборке из пяти развивающихся экономик (Аргентина, Бразилия, Мексика, Филиппины, Южная Корея) на временном горизонте 1995–2010 гг. были откалиброваны параметры в уравнениях обоих видов политики: $\lambda = 2,7$ (для инфляции), $\nu = 0,25$ (для темпа роста выпуска) и $\varphi = 0,4$ (для темпа роста кредитов).

Авторы большинства работ наиболее эффективным инструментом макроprudенциальной политики MP_t считают *ограничения по отношению к клиентам банков* (Dunstan, 2014; Fendoglu, 2017; Cerutti et al., 2017), то есть ограничения на выдачу кредитов менее платежеспособным заемщикам с помощью изменения пороговых значений

¹² Ужесточение макроprudенциальной политики повышает стоимость кредитов, поскольку приводит к росту издержек финансовых посредников.

коэффициентов LTV (loan-to-value) и DTI (debt-to-income)¹³. В работе Б. Рихтера с соавторами анализируется влияние изменения порога максимальных значений коэффициента LTV на достижение двух целей монетарной политики — устойчивого экономического роста и ценовой стабильности (Richter et al., 2019). Авторы находят, что на четырехлетнем горизонте ужесточение максимального порогового уровня LTV на 10 п. п. эквивалентно росту ключевой ставки на 25 б. п. При этом возникает эффект асимметрии: долгосрочные последствия ужесточения ограничений LTV выражены сильнее, чем последствия их смягчения.

Макропруденциальные инструменты, непосредственно касающиеся деятельности финансовых институтов (например, *контрциклический буфер капитала* и *динамическое формирование резервов на потери по ссудам*), также демонстрируют значимый эффект с точки зрения сглаживания кредитного цикла¹⁴. На основе данных кредитного регистра по Испании с 2000 по 2012 г. было выявлено, что введение дифференцированного динамического формирования резервов на потери по ссудам помогло сгладить кредитный цикл в период роста экономики, ограничивая объем предложения корпоративных ссуд (Jimenez et al., 2017). Кроме того, эта мера существенно помогла компаниям-заемщикам в период глобального кризиса 2007–2009 гг. В частности, фирмы, взаимодействовавшие с банками, у которых сформированный в докризисный период объем резервов был выше на 1 п. п., могли рассчитывать на больший (в среднем на 9 п. п.) объем заемных средств и обеспечить большую занятость сотрудников (на 6 п. п.); кроме того, вероятность продолжения деятельности таких фирм в будущем была на 1 п. п. выше по сравнению с остальными фирмами. Таким образом, контрциклический буфер капитала, сформированный банками на повышательной фазе экономического цикла, смягчал негативный эффект финансовой турбулентности на динамику кредитования и ВВП¹⁵.

Меры, непосредственно связанные с *ограничениями потоков капитала*, дают слабый эффект. Хотя в некоторых исследованиях (Ostry et al., 2012) было указано на эффективность подобных мер, во многих работах данный вывод не подтверждается. Например, было выявлено, что они не оказывают значимого эффекта на динамику банковского кредитования (Zhang, Zoli, 2016). В работе Егорова и Мухина отмечена неэффективность мер по контролю над движением капитала при попытке уменьшить негативное влияние ДКП США на ключевые макроэкономические показатели других экономик (Egorov, Mukhin, 2020). Ужесточение контроля над потоками капитала (напри-

¹³ Особенно это касается сегмента ипотечного кредитования. Так, отмечено, что наибольшее влияние на предотвращение перегрева кредитного рынка и образование финансового пузыря на рынке недвижимости оказали макропруденциальные меры, связанные с ограничениями для заемщиков в ипотечном сегменте: ужесточение предельных значений показателей долговой нагрузки (LTV и DTI), а также увеличение коэффициентов риска и норм резервирования по ипотечным ссудам (Zhang, Zoli, 2016).

¹⁴ С. Фендоглу (Fendoglu, 2017) показал на выборке из 18 развивающихся стран, что подобные макропруденциальные инструменты менее эффективны, чем такие меры, как ограничения заимствований клиентов банков (LTV и DTI; см. выше).

¹⁵ Схожий вывод получен в работе других авторов (см.: Agenor et al., 2014).

мер, налоги на трансграничные потоки капитала, ограничение доли участия иностранного капитала в активах национальных компаний, ограничение на привлечение займов из-за рубежа, установка минимальных сроков инвестирования) может снизить темп роста кредитования и уменьшить финансовую нестабильность, но со временем такое влияние ослабевает (Forbes et al., 2015). При этом ограничения потоков капитала не воздействуют существенно на большинство макроэкономических переменных и волатильность финансового рынка в кратко- и среднесрочной перспективе, в том числе на индексы акций, инфляцию, дифференциалы процентных ставок и волатильность обменных курсов.

Опыт применения монетарной и макропруденциальной политики для смягчения воздействия глобального финансового цикла

Азиатские страны

А. Филардо с соавторами анализируют опыт стран Азии при выборе оптимальной структуры монетарной политики в период активного развития их финансовой системы, включения в глобальный финансовый рынок и финансовой глобализации (1990–2010 гг.) (Filardo et al., 2016). ЦБ азиатских стран, осуществляя выбор в пользу той или иной структуры монетарной политики, преследовали три взаимосвязанные цели: ценовая стабильность, финансовая стабильность и предотвращение чрезмерной волатильности обменного курса. Для достижения этих целей они использовали разные инструменты, среди которых процентная ставка, макропруденциальные инструменты и интервенции на валютном рынке. Среди основных инструментов преобладали меры, направленные на предотвращение образования финансового пузыря на рынке недвижимости (ужесточение нормативных показателей долговой нагрузки LTV и DTI и увеличение коэффициентов риска ипотечных ссуд), а также на регулирование нормативных требований к резервам по депозитам банков в национальных валютах и ограничения на приобретение нерезидентами активов внутри страны (Zhang, Zoli, 2016). На фоне остальных азиатских стран особняком стоит Китай, одновременно использующий ограничения на движение капитала (запрет гражданам страны на приобретение зарубежных активов), управляемый валютный курс («привязка» номинального курса) и стерилизованные валютные интервенции (выкуп валютной выручки у компаний-экспортеров в обмен на национальную валюту и внутренние облигации) (Chang et al., 2015).

Филардо с соавторами, отмечая успехи азиатских экономик в достижении ценовой стабильности и устойчивых темпов экономического роста, особенно в контексте глобального экономического кризиса 2007–2009 гг., выделяют несколько вызовов для регуляторов, связанных с такой моделью монетарной политики (Filardo et al., 2016). Во-первых, это снижение роли «узких» денежных агрегатов как индикаторов достижения традиционных целей ЦБ в отношении инфляции и темпов роста ВВП.

Во-вторых, необходимость ставить более гибкие (в контексте длины временного горизонта) инфляционные цели. В-третьих, потребность в симметричном реагировании на проявление рисков на повышательной стадии финансового цикла (в период «бума») и в его кризисной фазе. В-четвертых, ориентация на макропруденциальные инструменты и инструменты управления капиталом только на коротких временных отрезках и рассмотрение их в качестве мер, дополняющих модель ДКП в средне- и долгосрочной перспективе. В-пятых, хотя накопление международных резервов выступает основным средством защиты от проявления макроэкономических и внешних дисбалансов, особенно в контексте влияния глобального финансового цикла, следует учитывать, что оно порождает медленное, но неуклонное формирование комплекса рисков для ценовой и финансовой стабильности.

Исходя из этого, авторы предлагают так называемый *многоуровневый* подход к выбору оптимальной монетарной политики (multi-pillar monetary policy approach). Его суть заключается в формировании отдельных целей экономической, финансовой стабильности и стабильности валютного курса и в выборе индивидуального перечня инструментов политики для каждой цели.

На первом уровне происходит расстановка приоритетов между уровнем инфляции (ценовой стабильностью) и достижением устойчивых темпов экономического роста на временном горизонте 1–2 года на основе модификации правила Тейлора. Соответственно основными инструментами здесь выступают ключевая ставка процента и приверженность концепции инфляционного таргетирования.

На втором уровне связывают цели ценовой и финансовой стабильности посредством одновременного мониторинга динамики денежных агрегатов и финансовых переменных (кредитов частному сектору, цен на недвижимость). Для этого предполагается установить более гибкий временной горизонт (более двух лет), в течение которого инфляция должна достигать цели, а объем выпуска — приблизиться к своей потенциальной границе. Основные риски, с которыми сталкивается здесь регулятор, небольшие с точки зрения вероятности реализации, но одновременно разрушительные с точки зрения последствий, поэтому требуют более активных мер, чем на первом уровне. Главными инструментами выступают макропруденциальные меры: регулирование показателей долговой нагрузки (LTV, DTI), использование контрциклических буферов капитала кредитных организаций, а также регулирование потоков капитала.

На третьем уровне идет борьба с валютным риском, возникающим в результате долгосрочных отклонений курсов национальных валют стран с развивающимся рынком от равновесных значений. Для решения указанной проблемы предлагается установить безопасный диапазон колебаний (коридор) валютного курса, внутри которого регулятор придерживается концепции «свободного плавания» валюты, не обращая внимания на ее колебания и не запуская механизм валютных интервенций. Однако колебания валютного курса могут выйти за рамки рекомендуемого диапазона, и тогда ЦБ должен реагировать на это посредством покупки/продажи валютных резервов в зависимости от ситуации пере- или недооцененности национальной валюты относительно ее долгосрочного равновесного уровня, даже если курсовые колебания не оказывают негативного влияния на достижение целей по инфляции и уровню выпуска.

Главный риск такого подхода: попытки совместить все три направления могут отвлечь внимание регуляторов, и вместо решения первостепенных задач они станут заниматься второстепенными. Соответственно необходимо одновременно проводить институциональные реформы, учитывая долгосрочные последствия такой политики.

Бразилия

Л. Перейра да Сильва и Р. Харис рассматривают опыт успешного применения различных инструментов монетарной и макропруденциальной

ной политики в Бразилии в 2008–2011 гг. Он включает период восстановления экономики страны после глобального финансового кризиса 2007–2009 г. и следующий за ним этап бурного притока иностранного капитала (Pereira da Silva, Harris, 2012).

В посткризисный период Бразилия использовала комплекс мер, которые позволили быстро вывести ее экономику из рецессии. Они включали прежде всего предоставление существенных объемов ликвидности как в национальной, так и в иностранной валюте за счет снижения требований к обязательному резервированию банков, а также посредством проведения аукционов ЦБ. Кроме того, была значительно смягчена монетарная политика (ставка ДКП снижена с 13,75 до 8,75%) и проводилась стимулирующая фискальная политика (предоставлялись налоговые льготы).

Однако после резкого восстановления экономики возникла угроза ее перегрева в условиях всплеска глобальной ликвидности и роста стоимости сырьевых товаров. Это привело к укреплению валют стран-экспортеров и улучшению их ключевых макроэкономических показателей, что способствовало дополнительному притоку капитала. Тогда наблюдался быстрый рост экономики, сопровождающийся ускорением инфляции, которое было вызвано как влиянием внешних факторов, так и специфическими национальными немонетарными факторами.

Помимо ужесточения монетарной политики за счет повышения ключевой ставки, ЦБ Бразилии прибег к использованию ряда макропруденциальных инструментов, которые помогли защитить банковский сектор от излишнего притока капитала. В их числе повышение требований к банкам в части резервирования и к их капиталу по отдельным наиболее рискованным видам кредитов (прежде всего необеспеченному потребительскому кредитованию), а также при создании резервов по краткосрочным операциям банков в иностранной валюте и др.

В такой ситуации применение инструментов только монетарной политики не было бы эффективным. Оно не смогло бы сдержать избыточный приток дешевой ликвидности на внутренний финансовый рынок и в банковский сектор.

Венгрия

Серьезной проблемой для Венгрии в 2000-е годы стал высокий уровень долларизации экономики, обусловленный существенным объемом кредитов населения, номинированных в иностранной валюте. Глобальный финансовый кризис 2007–2009 гг. привел к значительному обесценению венгерского форинта, что могло еще больше усугубить проблему высокого уровня долларизации¹⁶.

Хотя из-за ослабления курса форинта вырос реальный уровень задолженности и, как следствие, сократились расходы экономических агентов, а затем произошел спад экономики и усилилось дезинфляционное давление, ЦБ Венгрии вместо снижения ключевой ставки (следуя политике таргетирования инфляции) был вынужден ужесточить монетарную политику (Gereben et al., 2011). В связи с угрозой «бегства капитала» после первоначального обесценения национальной валюты он принял решение резко повысить ключевую ставку для поддержания финансовой стабильности, что позволило не допустить масштабного оттока капитала и дальнейшего обесценения форинта.

¹⁶ Доля обязательств банковского сектора, номинированных в иностранной валюте, составляла около 34% (по данным Национального банка Венгрии).

Более того, тесная связь Венгрии с европейскими финансовыми рынками привела к тому, что в период глобального финансового кризиса она, наравне с другими европейскими странами, столкнулась с шоком ликвидности. Чтобы решить эту проблему, Национальный банк Венгрии внедрил ряд инструментов поддержки ликвидности на финансовых рынках как в национальной, так и в иностранной валюте: предоставление валютных свопов и долгосрочных кредитов банковскому сектору, а также выкуп государственных ценных бумаг на вторичном рынке (Gereben et al., 2011).

Важной составляющей антикризисной политики Венгрии стало наращивание международных валютных резервов ЦБ (которые были небольшими относительно объема краткосрочного внешнего долга) при помощи займов МВФ и ЕС. Эта мера была направлена на предотвращение оттока капитала иностранных инвесторов.

Важный вывод, который был сделан Венгрией по итогам мирового экономического кризиса, заключался в необходимости постоянно использовать меры поддержки финансовой стабильности, которым раньше в стране не уделялось должного внимания. Они должны быть направлены на снижение уровня долларизации экономики (включая инструменты макроprudенциальной политики), на поддержку достаточной величины международных валютных резервов, а также на предотвращение притока спекулятивного капитала (Gereben et al., 2011).

Новая Зеландия

Опыт Новой Зеландии демонстрирует, что координация монетарной и макроprudенциальной политики может быть эффективной, поскольку они могут дополнять друг друга. А. Дунстан указывает на то, что ужесточение макроprudенциальной политики позволило отложить новый раунд ужесточения монетарной политики (Dunstan, 2014). Новая Зеландия — типичный пример малой открытой экономики, поэтому она в высокой степени подвержена влиянию ГФЦ, а эффективность ее ДКП в части поддержания как ценовой, так и финансовой стабильности зависит от изменения глобальных условий. Более того, в стране популярны офшоры как источник фондирования коммерческих банков. Это означает, что снижение глобальной ставки позволяет привлекать дешевые ресурсы в банковскую отрасль даже в условиях ужесточения национальной монетарной политики.

Так, в период рекордно низких ставок 2009–2013 гг. резко снизились ставки по ипотеке, что способствовало всплеску ипотечного кредитования. В частности, наблюдался бурный рост сегмента наиболее рискованных ипотечных кредитов — заемщикам с высоким уровнем LTV — в 2012–2013 гг. В связи с этим было принято решение применить новый инструмент макроprudенциальной политики — *speed limit на ипотечные кредиты с высоким уровнем LTV*, подразумевающий существенное ограничение объема выдаваемых банками ипотечных ссуд: не более 5% от совокупного ипотечного портфеля на ссуды, LTV которых превышает 70%, если жилая недвижимость приобретаетсся с инвестиционными целями, и не более 20% на ссуды, LTV которых превышает 80%, если жилая недвижимость приобретаетсся заемщиком для непосредственного проживания. Внедрение данной меры помогло затормозить рост цен на недвижимость, охладить ее рынок и рынок кредитования, что привело к сокращению совокупного спроса и снижению инфляции. Это позволило отложить повышение ключевой ставки в экономике.

Турция

Представляет интерес опыт ЦБ Турции по внедрению различных мер макроprudенциальной политики для обеспечения финансовой стабильности в условиях избыточной волатильности потоков капитала, направленных на развивающиеся рынки после глобального экономического кризиса 2007–2009 гг. (Aysan et al., 2014). В отличие от регуляторов большинства развивающихся стран, придерживающихся стратегии применения количественных ограничений на потоки капитала (Бразилии, Колумбии и т. д.), ЦБ Турции в конце 2010 г. выработал и внедрил более общую концепцию макроprudенциальной политики, которая состояла из комплекса мер: активного использования нормативов банковского резервирования, обеспечения ликвидности, а также внедрения *асимметричного коридора процентных ставок* и *механизма подстройки резервов*. Две последние меры были новаторскими.

Суть первой заключается в установлении регулятором достаточно широкого (часто асимметричного) коридора процентных ставок, верхние и нижние границы которого определяются им на регулярных заседаниях. Из-за высокой степени неопределенности относительно краткосрочной реальной доходности потоки спекулятивного капитала в страну ограничиваются, что сглаживает величину предложения иностранной валюты и волатильность обменного курса национальной валюты. Кроме того, такая мера снижает вероятность кредитного перегрева ввиду неопределенности относительно реальных издержек заимствования банковским сектором средств у регулятора для последующего кредитования предприятий и населения.

Внедрение второй меры — механизма подстройки резервов — направлено на регулирование объема спроса на иностранную валюту. Данный механизм означает, что банки могут свободно выбирать пропорции резервов в национальной и иностранной валютах, вносимых в ЦБ в качестве обеспечения по обязательствам в валюте данной страны. В периоды масштабного притока капитала источники финансирования в зарубежной валюте для банков более предпочтительны ввиду своего относительного удешевления, спрос на них растет и часть ее направляется на счета регулятора в качестве резервов. В периоды оттока капитала, сопровождающегося ослаблением обменного курса национальной валюты, объем предложения иностранной валюты падает, и банки забирают ее из ЦБ, используя в своей деятельности. Таким образом, данный механизм выступает автоматическим стабилизатором колебаний валютного курса, сглаживая влияние волатильных краткосрочных потоков капитала на внутренний бизнес-цикл (Aysan et al., 2014).

Концепция макроprudенциальной политики, внедренная ЦБ Турции, доказала свою эффективность в период европейского долгового кризиса 2011–2012 гг., свидетельством чего стал тот факт, что вмененная волатильность турецкой лиры тогда была относительно невысокой по сравнению с валютами других развивающихся стран. При этом темпы роста кредитования в Турции хотя и снизились с 30% в 2010 г. до 18% в 2012 г., но оставались выше, чем в других развивающихся странах. Влияние новой макроprudенциальной политики на снижение чувствительности турецкой экономики к воздействию внешних шоков и обеспечение финансовой стабильности нашло эмпирическое подтверждение в ряде исследований (Aysan et al., 2014; Degerli, Fendoglu, 2015).

Россия

Банк России впервые использовал меры макропруденциальной политики до глобального экономического кризиса 2007–2009 гг., чтобы сдерживать потенциальные негативные последствия влияния на российскую экономику внешних шоков, а также снизить масштабы возможного оттока капитала. В частности, в середине 2007 г. было принято решение увеличить нормативные требования к резервам российских банков по обязательствам перед нерезидентами, номинированным в иностранной валюте, что способствовало девальютизации активов и обязательств в экономике. Уже в разгар кризиса Банк России смягчил требования к формированию резервов на возможные потери по ссудам и к залоговому обеспечению по кредитам коммерческим банкам, чтобы избежать рисков дефицита банковской ликвидности и стимулировать кредитование.

До экономического кризиса 2014–2015 гг. Банк России сосредоточил свое внимание на проблеме быстрого роста необеспеченного потребительского кредитования, начавшегося в 2011 г. В рамках мероприятий по приведению регуляторной оценки рисков необеспеченного потребительского кредитования в соответствие с реальными масштабами рисков, а также по предотвращению накопления чрезмерных рисков потребительского кредитования в банковской системе Банк России принял следующие меры:

- в апреле 2013 г. ужесточил требования к формированию резервов по необеспеченным потребительским кредитам;
- в июле 2013 г. ввел более строгие требования к покрытию капитала для необеспеченных потребительских кредитов в зависимости от размера эффективной процентной ставки и валюты кредитования;
- в 2014 г. увеличил объем резервов на возможные потери по ссудам в отношении необеспеченных потребительских ссуд, предоставленных после 1 апреля 2014 г.

Названные меры способствовали снижению годовых темпов прироста необеспеченных потребительских ссуд с 60% в июне 2012 г. до 17% в сентябре 2014 г. Проблема избыточного роста данного сегмента розничного кредитного рынка вновь стала актуальной для Банка России в преддверии кризиса, вызванного распространением COVID-19 в 2020 г. Для ее решения регулятор еще в 2017 г. ввел новую шкалу коэффициентов риска по необеспеченным потребительским кредитам, предоставленным после 1 марта 2017 г., и повысил их на 30–60% с 1 сентября 2018 г. Кроме того, с 1 октября 2019 г. было введено требование по расчету показателя долговой нагрузки заемщиков (ПДН), определяемого как отношение ежемесячных платежей по ссудам к их доходам. В июне 2019 г. было принято решение установить надбавки к коэффициентам риска по необеспеченным потребительским кредитам в рублях в зависимости от значений ПДН и полной стоимости потребительского кредита (ПСК).

Для преодоления негативных последствий распространения пандемии коронавируса для российской экономики в целом и банковской системы в частности в августе 2020 г. Банк России объявил о незна-

чительном снижении величины надбавок к коэффициентам риска по необеспеченным потребительским кредитам, предоставленным после 1 сентября 2020 г. Кроме того, он отменил повышение коэффициентов риска для необеспеченных потребительских кредитов, выданных до 31 августа 2019 г. В целом подобная гибкость в подстройке нормативов к изменяющимся макроэкономическим и глобальным условиям укладывается в рамки гибридного подхода к совместной реализации монетарной и макропруденциальной политики, что имеет целью стимулировать экономическую активность в краткосрочном периоде. Как эта гибкость скажется на финансовой стабильности (ослабления сегодня, риски для стабильности завтра), покажет время.

Обобщение межстранового опыта применения мер монетарной и макропруденциальной политики в рассмотренных странах в ответ на глобальный финансовый цикл представлено в таблице 2.

Т а б л и ц а 2

**Меры монетарной и макропруденциальной политики
в малых открытых экономиках в условиях
глобального финансового цикла**

Мера	Азиатские страны	Бразилия	Венгрия	Новая Зеландия	Турция	Россия
<i>Панель 1: Меры монетарной политики</i>						
Регулирование нормативов обязательных резервов	+	+			+	+
Меры по обеспечению ликвидности		+	+		+	+
Изменение ставки ДКП	+	+	+	+	+	+
<i>Панель 2: Меры макропруденциальной политики</i>						
Регулирование показателей долговой нагрузки (LTV, DTI)	+	+		+		+
Изменение коэффициентов риска по отдельным ссудам	+	+				+
Введение ограничений на движение капитала	+	+				

Источник: составлено авторами.

* * *

Современная эмпирическая литература однозначно указывает на решающую роль мирового экономического кризиса 2007–2009 гг. в смене доминирующей парадигмы, увязывающей монетарную и макропруденциальную политику. Если раньше считалось, что меры первой направлены только на обеспечение ценовой стабильности (удержание инфляции вблизи таргетируемого значения) и поддержание устойчивых темпов экономического роста, а второй — исключительно на достижение финансовой стабильности, то под влиянием глобального финансового кризиса исследователи и руководители ЦБ пришли к выводу, что каждая политика влияет на вероятность достижения целей другой, и они могут как взаимодополнять друг друга, так и противоречить друг другу (Blot et al., 2015).

В теории, когда каждая политика идеально достигает своих целей, негативные эффекты их взаимовлияния сведены к нулю. Однако реальность (их изначальная структурная ограниченность) вынуждает ЦБ переосмысливать свои действия в рамках новой парадигмы — составления перечня целевых функций по каждому виду политики с учетом их взаимосвязи, а также рисков международной финансовой интеграции. При необходимости ЦБ может рассматривать цель по сохранению финансовой стабильности в качестве первоочередной, допуская временное отклонение от цели ценовой стабильности (Eichengreen et al., 2011).

Процесс финансовой интеграции порождает такое понятие, как глобальный финансовый цикл, который оказывает значительное влияние на внутренние бизнес- и кредитные циклы малых открытых экономик. Основным триггером ГФЦ (Miranda-Agrippino, Rey, 2020) выступает монетарная политика мировых финансовых регуляторов (ФРС США, ЕЦБ), трансмиссия которой на остальные экономики осуществляется через три основных канала: дифференциал процентных ставок, деятельность глобальных финансовых институтов (в частности, банков и институциональных инвесторов), а также цены на сырьевые товары.

В условиях сильного влияния монетарной политики финансовых «гегемонов», в первую очередь США, на динамику потоков капитала в остальных экономиках политика инфляционного таргетирования остается оптимальным решением для достижения целей ценовой и макроэкономической стабильности (Egorov, Mukhin, 2020), хотя ее эффективность становится ограниченной (Ligonniere, 2018). При этом ЦБ начинают уделять больше внимания финансовой стабильности (Sahay et al., 2015), поддерживать которую не всегда можно только при помощи инструментов ДКП. Важную роль играют макропруденциальные меры, которые должны быть направлены на контроль доли иностранных обязательств в пассивах национальной банковской системы (дедолларизацию), дестимулирование чрезмерного притока спекулятивного капитала, а также таргетированное регулирование банковского сектора. Все эти меры доказали свою эффективность в ряде малых открытых экономик, в том числе в развивающихся странах.

В будущих эмпирических исследованиях на межстрановых данных целесообразно соотнести эффекты ГФЦ с эффектами шоков внутреннего предложения банковских кредитов и монетарной политики с точки зрения вероятности рецессии и/или кредитного кризиса. Другое потенциально интересное направление исследований — анализ различий в вероятности наступления и глубине рецессии в странах, применявших классическое инфляционное таргетирование, и сочетающих его с различными мерами макропруденциальной политики.

Список литературы / References

- Дробышевский С., Киюцевская А., Трунин П. (2016). Мандат и цели центральных банков: эволюция и уроки кризиса // Вопросы экономики. № 5. С. 5–24. [Drobyshevskiy S., Kiyutsevskaya A., Trunin P. (2016). Central banks' mandate and objectives: Evolution and the crisis lessons. *Voprosy Ekonomiki*, No. 5, pp. 5–24. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2016-5-5-24>

- Дробышевский С., Киюцевская А., Трунин П. (2018). Возможности процентной политики центральных банков // Экономическая политика. Т. 13, № 4. С. 42–61. [Drobyshevskiy S., Kiyutsevskaya A., Trunin P. (2018). Scope of interest rate policy of central banks. *Ekonomicheskaya Politika*, Vol. 13, No. 4, pp. 42–61. (In Russian).] <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2018-4-03>
- Замараев Б. А., Киюцевская А. М. (2019). Инфляционное таргетирование в мире и России // Вопросы экономики. № 6. С. 5–29. [Zamaraev B. A., Kiyutsevskaya A. M. (2019). Inflation targeting in the world economy and in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, No. 6, pp. 5–29. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2019-6-5-29>
- Пестова А. (2017). Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований // Вопросы экономики. № 4. С. 38–60. [Pestova A. (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, No. 4, pp. 38–60. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-4-38-60>
- Agenor P.-R., Alper K., Pereira da Silva L. A. (2014). Sudden floods, macroprudential regulation and stability in an open economy. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 48, pp. 68–100. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.07.007>
- Aizenman J. (2013). The impossible trinity – from the policy trilemma to the policy quadrilemma. *Global Journal of Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 1–17. <https://doi.org/10.1142/S2251361213500018>
- Aizenman J. (2019). A modern reincarnation of Mundell–Fleming’s trilemma. *Economic Modelling*, Vol. 81, pp. 444–454. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.03.008>
- Anaya P., Nachula M., Offermanns C. (2017). Spillovers of US unconventional monetary policy to emerging markets: The role of capital flows. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 73, pp. 275–295. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.02.008>
- Aysan A. F., Fendoglu S., Kilinc M. (2014). Managing short-term capital flows in new central banking: Unconventional monetary policy framework in Turkey. *Eurasian Economic Review*, Vol. 4, pp. 45–69. <https://doi.org/10.1007/s40822-014-0001-6>
- Banerjee R., Devereaux M. B., Lombardo G. (2016). Self-oriented monetary policy, global financial markets and excess volatility of international capital flows. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 68, pp. 275–297. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.02.007>
- Bernanke B., Gertler M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices? *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 253–257. <https://doi.org/10.1257/aer.91.2.253>
- Blanchard O., Ostry J. D., Ghosh A. R., Chamon M. (2017). Are capital inflows expansionary or contractionary? Theory, policy implications, and some evidence. *IMF Economic Review*, Vol. 65, pp. 563–585. <https://doi.org/10.1057/s41308-017-0039-z>
- Blot C., Creel J., Hubert P., Labondance F., Saraceno F. (2015). Assessing the link between price and financial stability. *Journal of Financial Stability*, Vol. 16, pp. 71–88. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2014.12.003>
- Bordalo P., Gennaioli N., Shleifer A. (2018). Diagnostic expectations and credit cycles. *Journal of Finance*, Vol. 73, No. 1, pp. 199–227. <https://doi.org/10.1111/jofi.12586>
- Borio C., Lowe P. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus. *BIS Working Paper*, No. 114. <https://doi.org/10.2139/ssrn.846305>
- Calderón C., Kubota M. (2012). Gross inflows gone wild: Gross capital inflows, credit booms and crises. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6270. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6270>
- Cecchetti S., Genberg H., Lipsky J., Wadhvani S. (2000). Asset prices and central bank policy. *Geneva Reports on the World Economy*, No. 2, International Center for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research.
- Cerutti E., Claessens S., Laeven L. (2017). The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence. *Journal of Financial Stability*, Vol. 28, pp. 203–224. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.10.004>

- Chang C., Liu Z., Spiegel M. M. (2015). Capital controls and optimal Chinese monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 74, pp. 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.04.003>
- Claessens S., Ghosh S. R. (2013). Capital flow volatility and systemic risk in emerging markets: The policy toolkit. In: O. Canuto, S. R. Ghosh (eds.). *Dealing with the challenges of macro financial linkages in emerging markets*. Washington, DC: World Bank, pp. 91–118.
- di Giovanni J., Kalemli-Ozcan S., Ulu M.F., Baskaya Y. S. (2019). International spillovers and local credit cycles. *NBER Working Paper*, No. 23149.
- Degerli A., Fendoglu S. (2015). Reserve option mechanism as a stabilizing policy tool: Evidence from exchange rate expectations. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 166–179. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.09.011>
- Dunstan A. (2014). The interaction between monetary and macroprudential policy. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, Vol. 77, No. 2, pp. 15–25.
- Egorov K., Mukhin D. (2020). Optimal policy under dollar pricing. *CESifo Working Paper*, No. 8272.
- Eichengreen B., El-Erian M., Fraga A., Ito T., Pisani Ferry J., Prasad E., Rajan R., Ramos M., Reinhart C., Rey H., Rodrik D., Rogoff K., Shin H. S., Velasco A., Weder di Mauro B., Yu Y. (2011). *Rethinking central banking: Committee on international economic policy and reform*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Fendoglu S. (2017). Credit cycles and capital flows: Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 79, pp. 110–128. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.03.008>
- Fendoglu S., Gulsen E., Peydró J. L. (2019). Global liquidity and impairment of local monetary policy. *Economic Working Paper Series*, No. 1680, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- Filardo A., Genberg H., Hofmann B. (2016). Monetary analysis and the global financial cycle: An Asian central bank perspective. *Journal of Asian Economics*, Vol. 46, No. C, pp. 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.08.002>
- Fleming J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, Vol. 9, No. 3, pp. 369–379.
- Forbes K., Fratzscher M., Straub R. (2015). Capital-flow management measures: What are they good for? *Journal of International Economics*, Vol. 96, No. 1, pp. 76–97. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2014.11.004>
- Furceri D., Guichard S., Rusticelli E. (2012). The effect of episodes of large capital inflows on domestic credit. *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 23, No. 3, pp. 325–344. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2012.03.005>
- Georgiadis G., Zhu F. (2019). Monetary policy spillovers, capital controls and exchange rate flexibility, and the financial channel of exchanger rates. *BIS Working Paper*, No. 797.
- Gertler M., Kiyotaki N. (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. In: B. M. Friedman, M. Woodford (eds.). *Handbook of monetary economics*, Vol. 3. Amsterdam: Elsevier, pp. 547–599. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00011-9>
- Gereben A., Karvalits F., Kocsis Z. (2011). Monetary policy challenges during the crisis in a small open dollarised economy: The case of Hungary. In: Bank for International Settlements (ed.). *Capital flows, commodity price movements and foreign exchange intervention*, No. 57, pp. 179–188.
- Greenspan A. (2002). *Economic volatility*. Paper presented at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 30.
- Igan D., Tan Z. (2017). Capital inflows, credit growth, and financial systems. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 53, No. 12, pp. 2649–2671. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1339186>
- Jimenez G., Ongena S., Peydro J.-L., Saurina J. (2017). Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credits supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments. *Journal of Political Economy*, Vol. 125, No. 6, pp. 2126–2177. <https://doi.org/10.1086/694289>

- Kalemni-Ozcan S., Papaioannou E., Perri F. (2013). Global banks and crisis transmission. *Journal of International Economics*, Vol. 89, No. 2, pp. 495–510. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.07.001>
- Korinek A. (2018). Regulating capital flows to emerging markets: An externality view. *Journal of International Economics*, Vol. 111, pp. 61–80. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.12.005>
- Ligonniere S. (2018). Trilemma, dilemma and global players. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 85, No. 6, pp. 20–39. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.03.001>
- Mendoza E. G., Terrones M. E. (2008). An anatomy of credit booms: Evidence from macro aggregates and micro data. *NBER Working Paper*, No. 14049. <https://doi.org/10.3386/w14049>
- Mian A., Sufi A. (2009). The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the U.S. mortgage default crisis. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 4, pp. 1449–1496. <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.4.1449>
- Miranda-Agrippino S., Rey H. (2012). World asset markets and the global financial cycle. *NBER Working Paper*, No. 21722.
- Miranda-Agrippino S., Rey H. (2020). US monetary policy and the global financial cycle. *Review of Economic Studies*, Vol. 87, No. 6, pp. 2754–2776. <https://doi.org/10.1093/restud/rdaa019>
- Mundell R. A. (1960). The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 74, No. 2, pp. 227–257. <https://doi.org/10.2307/1884252>
- Mundell R. A. (1961). A theory of optimum currency areas. *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4, pp. 657–665.
- Obstfeld M., Shambaugh J. C., Taylor A. M. (2004). Monetary sovereignty, exchange rates, and capital controls: The trilemma in the interwar period. *IMF Staff Papers*, Vol. 51, pp. 75–108.
- Obstfeld M., Shambaugh J. C., Taylor A. M. (2005). The trilemma in history: Tradeoffs among exchange rates, monetary policies, and capital mobility. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 3, pp. 423–438. <https://doi.org/10.1162/0034653054638300>
- Obstfeld M. (2015). Trilemmas and tradeoffs: Living with financial globalization. *BIS Working Paper*, No. 480.
- Ostry J., Ghosh A., Chamon M., Qureshi M. S. (2012). Tools for managing financial-stability risks from capital inflows. *Journal of International Economics*, Vol. 88, No. 2, pp. 407–421. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.02.002>
- Passari E., Rey H. (2015). Financial flows and the international monetary system. *Economic Journal*, Vol. 125, No. 584, pp. 675–698. <https://doi.org/10.1111/eoj.12268>
- Pereira da Silva L. A., Harris R. E. (2012). Sailing through the global financial storm: Brazil's recent experience with monetary and macroprudential policies to lean against the financial cycle and deal with systemic risks. *Central Bank of Brazil Working Paper*, No. 290.
- Reinhart C. M., Reinhart V. R. (2008). Capital flow bonanzas: An encompassing view of the past and present. *NBER Working Paper*, No. 14321. <https://doi.org/10.3386/w14321>
- Rey H. (2013). Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence. *Proceedings of economic policy symposium*, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 285–333.
- Rey H. (2016). International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma. *IMF Economic Review*, Vol. 64, No. 1, pp. 6–35. <https://doi.org/10.1057/imfer.2016.4>
- Richter B., Schularick M., Shim I. (2019). The costs of macroprudential policy. *Journal of International Economics*, Vol. 118, pp. 263–282. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.11.011>

- Sahay R., Cihak M., N'Diaye P., Barajas A., Bi R., Ayala D., Gao Y., Kyobe A., Nguyen L., Saborowski C., Svirydzenka K., Yousefi S. R. (2015). Rethinking financial deepening: Stability and growth in emerging markets. *IMF Staff Discussion Note*, No. SDN/15/08. <https://doi.org/10.5089/9781498312615.006>
- Unsal D. F. (2013). Capital flows and financial stability: Monetary policy and macroprudential responses. *International Journal of Central Banking*, Vol. 9, No. 1, pp. 233–285.
- Zhang L., Zoli E. (2016). Leaning against the wind: Macroprudential policy in Asia. *Journal of Asian Economics*, Vol. 42, pp. 33–52. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.11.001>
-

Monetary and macroprudential policy under global financial cycle: The experience of small open economies

Renat R. Akhmetov^{1,2,3}, Mikhail E. Mamonov^{4,5,*},
Vera A. Pankova^{1,2,3}

Authors affiliation: ¹ Center for Macroeconomic Analysis and Short-term Forecasting (Moscow, Russia); ² Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences (Moscow, Russia); ³ HSE University (Moscow, Russia); ⁴ MGIMO University (Moscow, Russia); ⁵ CERGE-EI, Charles University (Prague, Czech Republic).

* Corresponding author, email: mikhail.mamonov@cerge-ei.cz

This review examines the impact of the global financial cycle on small open economies and compares the effectiveness of various monetary and macroprudential policies in the presence of global financial cycle. First, we provide a classification of the channels through which the monetary policy of the world financial regulators (US Federal Reserve, ECB), which largely determines the global financial cycle, is transmitted to small open economies: the channel for interest rates differential, the channel for the activities of global financial institutions, and the channel for commodity prices. Second, by analyzing the arguments of supporters and critics of the monetary policy trilemma, we show how the literature comes to the conclusion that inflation targeting policy is still one of the most optimal solutions for achieving the goals of price and macroeconomic stability but fails to ensure financial stability. The latter requires active coordination with macroprudential policy measures. These conclusions are supported by the analysis of case studies of specific countries (Russia, New Zealand, Brazil, Turkey, etc.), which attempted to mitigate negative consequences of the 2007–2009 global financial crisis.

Keywords: global financial cycle, credit cycle, business cycle, monetary policy, macroprudential policy, trilemma.

JEL: E32, E52, E58, F32, F44.

Прозрачность монетарной политики и эффект переноса валютного курса*

Ф. С. Картаев^{1,2}, В. Г. Тубденов^{1,2}

¹ *Московский государственный институт международных отношений
(университет) МИД России (Москва, Россия)*

² *Московский государственный университет
имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)*

Исследуется влияние изменения прозрачности монетарной политики на эффект переноса валютного курса в потребительские цены. На основе эконометрического моделирования межстрановых панельных данных показано, что повышение прозрачности коммуникации между центральным банком и населением приводит к снижению эластичности внутренних цен по валютному курсу в странах, таргетирующих инфляцию и придерживающихся других режимов монетарной политики. Эффект наблюдается как для развитых, так и для развивающихся экономик, он более сильный во втором случае. Полученный результат можно интерпретировать как аргумент в пользу целесообразности перехода Банка России от словесного описания своих будущих действий к публикации количественного прогноза траектории процентной ставки.

Ключевые слова: инфляционное таргетирование, валютный курс, эффект переноса, денежно-кредитная политика, монетарная политика.

JEL: C23, C33, E31, E52.

За последние десятилетия подход центральных банков (ЦБ) к оценке прозрачности монетарной политики сильно изменился. В конце XX в. ее считали гораздо менее важной, чем сейчас. Например, в 1987 г. А. Гринспен говорил: «С тех пор как я стал центральным банкиром, я научился чрезвычайно неразборчиво мямлить. Если я кажусь вам излишне ясным, вы, должно быть, неправильно поняли то, что я сказал»

Картаев Филипп Сергеевич (kartaev@gmail.com), д. э. н., вед. н. с. Института международных исследований (ИМИ) МГИМО, завкафедрой математических методов анализа экономики экономического факультета МГУ; *Тубденов Виталий Германович* (tvitg13@gmail.com), эксперт ИМИ МГИМО, студент экономического факультета МГУ.

* Статья подготовлена при финансовой поддержке МГИМО в рамках проекта № 1921-01-08.

(цит. по: Coibion et al., 2019; перевод наш. — Ф. К., В. Т.). Сейчас, напротив, прозрачная коммуникация с домашними хозяйствами, фирмами и участниками финансовых рынков признана одним из ключевых аспектов денежно-кредитной политики (ДКП), особенно если ЦБ придерживается инфляционного таргетирования (ИТ). Прозрачность и подотчетность монетарной политики входят в формальное определение режима ИТ наравне с наличием количественного ориентира по инфляции (Mishkin, Schmidt-Hebbel, 2007). Минимальный набор элементов такой коммуникации включает публикацию решений монетарных властей по процентной ставке с подробным объяснением их причин и описание будущих шагов (Adrian et al., 2018). В соответствии с классификацией из работы А. Исакова с соавторами (Isakov et al., 2018), такая декларация намерений (forward guidance) может быть реализована в одном из трех вариантов:

1) словесное качественное описание дальнейших действий денежных властей (general policy comments);

2) публикация количественных прогнозов будущих значений процентных ставок (conventional forward guidance). Такой прогноз может быть реализован в виде единственной траектории или нескольких вариантов;

3) обязательство поддерживать определенную траекторию процентной ставки в будущем (commitment). Эта траектория может устанавливаться безоговорочно или зависеть от динамики других макроэкономических показателей, например безработицы или инфляции.

Каждый следующий вариант соответствует более высокому уровню прозрачности политики, чем предыдущий. Второй вариант отличается от первого тем, что он дополняет качественные прогнозы конкретными численными ориентирами. А в третьем варианте ЦБ не только делится своими прогнозами, но и принимает формальные обязательства по обеспечению определенной динамики ставки.

Выбор между этими вариантами неоднозначен, так как повышение уровня прозрачности политики имеет свои преимущества и недостатки. С одной стороны, высокая степень прозрачности помогает лучше управлять ожиданиями фирм и потребителей. В соответствии с современными новыми кейнсианскими динамическими стохастическими моделями общего равновесия (DSGE) обязательства относительно будущей траектории ставок сильно влияют на ожидания экономических агентов, что, в свою очередь, сказывается на их текущих решениях (Del Negro et al., 2015).

С другой стороны, как отмечает К. Юдаева (Yudaeva, 2018), публикация количественных прогнозов процентных ставок связана с двумя рисками. Во-первых, она уменьшает стимулы экономических агентов к самостоятельному анализу макроэкономической ситуации. Во-вторых, она может быть неверно истолкована как обязательство, даже если речь идет только о прогнозе. Если такой прогноз денежных властей не оправдается из-за неожиданных экзогенных шоков, то экономические агенты решат, что ЦБ не выполнил своих обещаний.

Таким образом, чрезмерно прозрачная политика создает репутационные риски. Если они реализуются, то ЦБ потеряет доверие публики, что помешает ему эффективно таргетировать инфляцию (Blinder, 2000).

Противники повышения прозрачности ДКП приводят еще один аргумент: эконометрические исследования не подтверждают его эффективность. Такое эмпирическое явление называется загадкой заявления о намерениях (*forward guidance puzzle*). Загадка в том, что теоретические DSGE-модели (Woodford, 2003) значительно преувеличивают эффект от публикации прогнозов процентной ставки по сравнению с эффектом, который в действительности виден в данных (Del Negro et al., 2015).

Несмотря на сомнения некоторых экспертов в целесообразности публикации прогнозов по ставке, Банк России постепенно меняет свое отношение к этой политике. В «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на 2021 год и период 2022 и 2023 годов» (Банк России, 2020) указано, что «для повышения прозрачности и четкости коммуникации относительно перспектив денежно-кредитной политики Банк России планирует начать публикацию траектории ключевой ставки в рамках своего макроэкономического прогноза». Поэтому дискуссия о целесообразности повышения прозрачности ДКП в России сейчас весьма актуальна.

В нашей работе мы пытаемся внести вклад в эту дискуссию, выясняя, как рост прозрачности ДКП влияет на эффект переноса валютного курса в цены¹. Если сторонники публикации количественных прогнозов будущих значений процентной ставки правы, то эффект переноса валютного курса должен снизиться в результате возросшей прозрачности ДКП. В этом случае экономические агенты станут в большей степени доверять обещаниям ЦБ, следовательно, будут менее склонны реагировать на колебания обменного курса при формировании инфляционных ожиданий. Если правы противники излишней прозрачности политики, то публикация прогнозов процентной ставки не скажется на эффекте переноса (или даже приведет к его усилению).

Почему важно знать, влияет ли прозрачность политики на эффект переноса? Дело в том, что в условиях инфляционного таргетирования ЦБ вынужден придерживаться режима плавающего валютного курса. Если эффект переноса велик, то колебания курса приведут к высокой волатильности инфляции. Это помешает ЦБ достичь ценовой стабильности, как произошло в ряде развивающихся стран (Моисеев, 2017). Следовательно, если прозрачная коммуникация с экономическими агентами уменьшит эффект переноса валютного курса, то она повысит эффективность ИТ.

Для ответа на интересующий нас вопрос мы используем методологию динамических моделей на панельных данных. Наша выборка включает страны, таргетирующие инфляцию и придерживающиеся других режимов ДКП. Спектр уровней прозрачности монетарной политики в анализируемых экономиках весьма широкий и колеблется от минимального словесного описания своих действий до публикации количественных прогнозов процентной ставки.

¹ Напомним, что эффект переноса валютного курса в цены означает повышение их общего уровня в результате обесценения национальной валюты. Обычно он возникает из-за изменения цен импортируемой конечной продукции и издержек производителей, которые используют импортируемую промежуточную продукцию (Dornbusch, 1987). Еще одним фактором эффекта переноса выступает ценовая жесткость (Gopinath et al., 2010; Devereux, Yetman, 2010).

Моделирование влияния прозрачности политики на эффект переноса

Поскольку переход к инфляционному таргетированию обычно означает повышение прозрачности политики, многие авторы концентрируются именно на анализе влияния такого перехода на эффект переноса. В одной из подобных работ (López-Villavicencio, Rougou, 2019) для измерения эффекта переноса валютного курса с помощью фильтра Калмана оценивается модель пространства состояний. Это позволяет уйти от предположения о неизменности эффекта переноса во времени, не налагая ограничений на характер этих изменений. Используются квартальные данные по 48 развитым и развивающимся странам с 1982 по 2016 г.

Авторы отмечают возможность проблем самоотбора и эндогенности в исследовании влияния инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса. Во-первых, режимы ДКП распределяются между странами не случайным образом, и их выбор может определяться другими переменными, коррелированными с эффектом переноса. Поэтому для оценки влияния ИТ на эффект переноса авторы используют метод сопоставления по мере склонности (*propensity score matching*), который заключается в сравнении пар стран со сходными наблюдаемыми характеристиками. В идеальном случае две страны внутри каждой такой пары отличаются только режимом ДКП. Чтобы понять, какие характеристики использовать для мэтчинга, авторы оценивают вероятностную модель перехода к ИТ. Они выявляют, что вероятность перехода к этому режиму ДКП тем ниже, чем выше волатильность инфляции, доля ВВП страны в мировом ВВП и открытость торговли и чем ниже индекс демократии, а также развития финансовых рынков.

Введение ИТ значительно снижает эффект переноса валютного курса, уменьшая его на 12–17 п. п. В странах, которые ввели ИТ раньше, эффект переноса ниже. В странах, в которых цель по инфляции установлена в виде коридора, эффект переноса меньше, чем там, где целевой уровень установлен в виде одного числа. Наконец, достижение цели по инфляции, выражающееся в ее приближении к целевому уровню, также снижает эффект переноса. В этом смысле авторы подтверждают выводы более ранних работ о влиянии инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса (Gagnon, Ihrig, 2004; Prasertnukul et al., 2010; Картаев, Якимова, 2018), обзор которых приведен в: Kartaev, Medvedev, 2019.

Рассматривается и альтернативная гипотеза о влиянии режима ДКП на эффект переноса (de Mendonça, Tiberto, 2017). Авторы исследуют, как достоверность (*credibility*) монетарной политики в глазах публики сказывается на успешности ДКП. Они предполагают, что если у экономических агентов есть уверенность в том, что ЦБ сумеет удержать инфляцию под контролем, то это, возможно, нейтрализует влияние валютного курса на нее. В их исследовании рассматривается не только влияние курса на инфляцию и ее волатильность, но и воздействие на эту взаимосвязь способности ЦБ поддерживать инфляционные ожидания на низком и стабильном уровне.

Авторы изучают несколько мер достоверности монетарной политики. Каждая из них тем или иным образом измеряет отклонение фактической инфляции от ожидаемой. Используя системный обобщенный метод моментов, авторы приходят к выводу о том, что повышение доверия к монетарной политике снижает эффект переноса валютного курса в цены. Причем этот результат устойчив к спецификации модели и к изменению меры доверия к политике.

В литературе получены убедительные свидетельства в пользу того, что повышение прозрачности и достоверности монетарной политики, связанное с переходом к таргетированию инфляции, снижает эффект переноса. Однако изменение уровня прозрачности монетарной политики может быть вызвано не только сменой целевого ориентира ДКП. Даже в условиях таргетирования инфляции этот уровень может существенно различаться по странам (см. рис. 2 ниже). Например, в рамках инфляционного таргетирования часть стран публикуют прогнозы по ставке процента (придерживаются политики *forward guidance*), а часть — нет. Поэтому интересно выяснить, как колебания прозрачности политики при неизменном целевом ориентире денежных властей сказываются на эффекте переноса валютного курса.

Первая публикация, в которой была предпринята подобная попытка, появилась сравнительно недавно (López-Villavicencio, Mignon, 2017). Авторы используют данные за 1994–2014 гг., когда некоторые развивающиеся страны переходили к режиму плавающего валютного курса и ИТ. Одновременно они ослабляли контроль за движением капитала. Эти страны сталкивались с высокой волатильностью валютного курса и сильным инфляционным давлением со стороны импорта. Часть из них смогли достичь низкого и стабильного уровня инфляции, сопровождающегося неполным эффектом переноса валютного курса в цены, а часть — нет. Таким образом, подобный массив данных, хотя и сравнительно небольшой, позволяет лучше понять, внесла ли прозрачность монетарной политики вклад в эффективность реализации инфляционного таргетирования.

Авторы упомянутой работы строят авторегрессионные модели распределенных лагов (ARDL) для каждой из 14 стран выборки. Они выявили, что снижение уровня инфляции и ее волатильности, а также повышение прозрачности ДКП не влияют на эффект переноса валютного курса в цены импортных товаров. Изменение неопределенности относительно будущей ДКП также не ассоциируется с изменением эффекта такого переноса. В то же время повышение прозрачности монетарной политики значительно снижает эффект переноса валютного курса в потребительские цены.

Эти свидетельства, однако, получены на основе анализа временных рядов всего по 14 странам. Для проверки внешней валидности их выводов целесообразно смоделировать влияние прозрачности политики на эффект переноса на основе анализа более широкого перечня стран с привлечением альтернативных методов оценивания, позволяющих преодолеть ограничения ARDL-моделей.

Данные и эконометрический подход

Мы начинаем с оценки влияния перехода к инфляционному таргетированию на эффект переноса валютного курса в потребительские цены при помощи следующей модели:

$$\pi_{it} = \rho\pi_{it-1} + \beta\Delta\ln e_{it} + \theta\Delta\ln e_{it}IT_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где: π_{it} — темп инфляции, рассчитанной по ИПЦ, в стране i в год t ; $\Delta\ln e_{it}$ — темп ослабления номинального валютного курса валюты стра-

ны i по отношению к доллару США²; IT_{it} — бинарная переменная инфляционного таргетирования, которая равна 1, если страна i в год t таргетирует инфляцию, и 0 иначе; X_{it} — набор контрольных переменных (темпы прироста реального ВВП, переменная инфляционного таргетирования, мера прозрачности ДКП и переменная, характеризующая открытость торговли, — отношение суммы экспорта и импорта к ВВП); последние два слагаемых — это фиксированные страновые эффекты и случайные ошибки модели соответственно.

Затем для исследования влияния прозрачности монетарной политики на эффект переноса валютного курса в потребительские цены мы оцениваем следующее уравнение:

$$\pi_{it} = \rho\pi_{it-1} + \beta\Delta\ln e_{it} + \theta\Delta\ln e_{it} Transparency_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где $Transparency_{it}$ — мера прозрачности ДКП в стране i в год t .

Все модели оцениваются при помощи двухшаговой процедуры Ареллано—Бонда (Arellano, Bond, 1991), что позволяет преодолеть проблему эндогенности некоторых регрессоров в динамической панельной модели. В целом при выборе спецификации модели и списка контрольных переменных мы следуем общепринятому в литературе подходу (Gagnon, Ihrig, 2004; Kartaev, Medvedev, 2019), но также учитываем степень прозрачности монетарной политики.

В качестве меры прозрачности мы используем индекс, предложенный в сравнительно недавней работе (см.: Dincer, Eichengreen, 2014). Он принимает значения от 0 до 15 (более высокое значение соответствует более прозрачной политике) и основан на критериях, характеризующих открытость политических целей ЦБ, доступность используемых им экономических данных и прозрачность процедуры принятия решений. Ниже мы приведем два примера, иллюстрирующих то, как эта мера рассчитывается.

1. Публикация макроэкономических прогнозов: если ЦБ не публикует прогнозов макроэкономических переменных, то по этому критерию ему начисляется 0 баллов. Если он публикует прогнозы по инфляции и выпуску хотя бы ежеквартально, то ему начисляется 0,5 балла. Наконец, если регулятор публикует ежеквартальные численные прогнозы по инфляции и выпуску продукции на среднесрочную перспективу (на один-два года вперед) с указанием допущений относительно инструмента политики (условные или безусловные прогнозы), то ему начисляется 1 балл.

2. Раскрытие результатов голосования совета директоров по поводу изменения основного инструмента ДКП. ЦБ получает по этому критерию 0 баллов, если он не раскрывает результаты голосования или делает это с существенным лагом (более восьми недель),

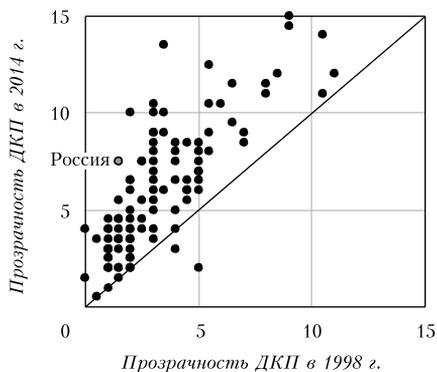
² Возможно, лучше использовать эффективный валютный курс вместо курса по отношению к доллару. К сожалению, данные о динамике эффективного курса доступны не по всем странам, так что такое решение сильно сократило бы нашу выборку. Поэтому от него пришлось отказаться. Мы ожидаем, что это не сильно влияет на результаты оценивания, так как в соответствии с доступной нам литературой доллар оставался доминирующей мировой валютой на протяжении всего анализируемого периода (см., например: Gopinath, 2015).

и 0,5 балла, если предоставляет только обезличенные результаты голосования. Полный балл выставляется, если регулятор публикует индивидуальные данные о том, как голосовало каждое принимающее решение лицо.

Динамика индекса отражает мировую тенденцию к постепенному росту прозрачности монетарной политики (рис. 1). Банк России также прошел большой путь по повышению прозрачности своих действий. На рисунке 2 можно видеть, что страны, таргетирующие инфляцию, в среднем характеризуются более прозрачной политикой по сравнению с остальными. Однако разброс индекса среди первых довольно высокий, что означает отсутствие консенсуса при выборе уровня прозрачности. Развивающиеся страны в большей степени выигрывают от повышения прозрачности коммуникации по сравнению с развитыми. Это можно объяснить тем, что прозрачность монетарной политики в развивающихся странах в целом ниже (рис. 3), поэтому эффект от ее роста пока не исчерпан.

Список источников данных по всем остальным переменным приведен в Приложении 1. Мы опираемся на межстрановые панельные данные по 106 странам за 1997–2014 гг. Выбор периода обуслов-

Изменение прозрачности денежно-кредитной политики в странах в 2014 г. по сравнению с 1998 г.

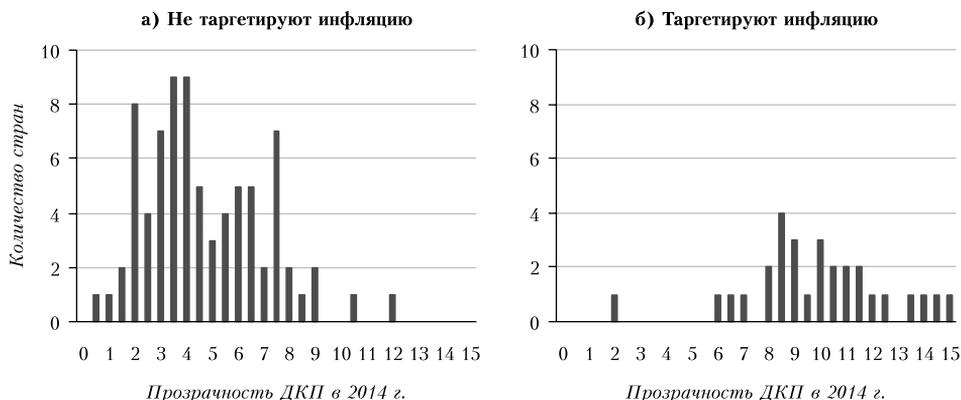


Примечание. Страны, находящиеся выше диагонали, повысили уровень прозрачности политики в течение рассматриваемого периода.

Источник: построено авторами по данным: Dincer, Eichengreen, 2014; Ha et al., 2019.

Рис. 1

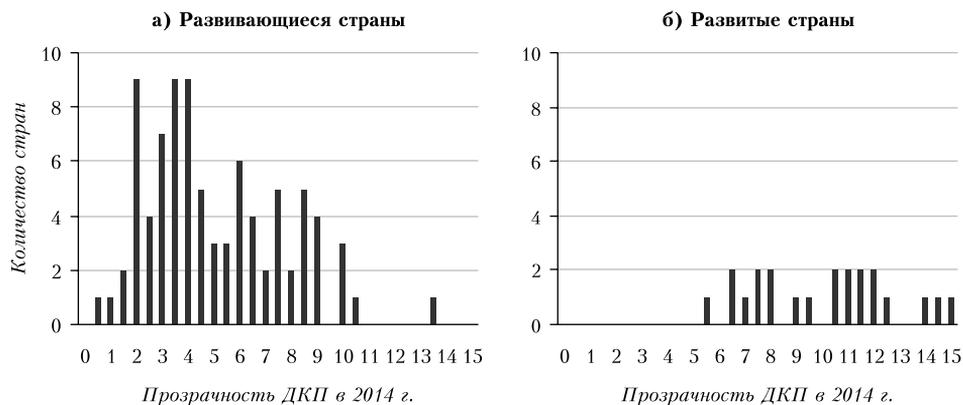
Прозрачность денежно-кредитной политики в странах, таргетирующих и не таргетирующих инфляцию



Источник: построено авторами по данным: Dincer, Eichengreen, 2014; Ha et al., 2019.

Рис. 2

**Прозрачность денежно-кредитной политики
в развитых и развивающихся странах**



Источник: построено авторами по данным: Dincer, Eichengreen, 2014; Ha et al., 2019.

Рис. 3

лен двумя соображениями: доступностью данных по ключевым переменным, а также желанием охватить годы как со сравнительно стабильной макроэкономической ситуацией (так называемый период Great Moderation), так и мирового финансового кризиса. Чтобы избежать искажения результатов из-за выбросов, мы удалили из выборки наблюдения, которые соответствуют эпизодам изменения валютного курса за год более чем на 100% или индекса потребительских цен более чем на 100%. В нашем распоряжении осталось 1636 наблюдений. Описательные статистики для всех переменных представлены в таблице 1.

Т а б л и ц а 1

Описательные статистики (N = 1636)

Показатель	Среднее	Ст. откл.	Мин.	Макс.
Прозрачность ДКП	5,29	3,20	0,00	15,00
Таргетирование инфляции	0,23	0,42	0,00	1,00
Темп инфляции	6,27	7,30	-10,28	68,81
Темп ослабления валютного курса	2,31	11,91	-38,70	76,71
Темп роста ВВП	4,39	6,17	-66,66	124,71
Открытость торговли	86,91	47,96	18,35	439,66

Источник: расчеты авторов.

Результаты моделирования

В таблице 2 показано изменение эффекта переноса в результате перехода к инфляционному таргетированию. Можно видеть, что наиболее существенно он снижается в развивающихся странах. Для этой группы стран изменение эффекта максимально по абсолютной величине и статистически значимо на уровне 1% (см. правый столбец табл. 2). В развитых странах переход к режиму ИТ не оказывает существенного

**Влияние перехода к инфляционному таргетированию
на эффект переноса валютного курса**

Показатель	Страны		
	все	развитые	развивающиеся
Инфляция в прошлом периоде	0,145** (0,073)	0,361*** (0,063)	0,141** (0,069)
Изменение валютного курса	0,135*** (0,039)	0,014 (0,022)	0,156*** (0,041)
Изменение валютного курса × ИТ	-0,097** (0,045)	0,022 (0,033)	-0,127*** (0,048)
Темп прироста реального ВВП	-0,124*** (0,038)	0,184*** (0,057)	-0,129*** (0,033)
Прозрачность ДКП	-0,586* (0,353)	-0,384 (0,283)	-0,647 (0,433)
Открытость торговли	0,111*** (0,029)	0,012 (0,019)	0,125*** (0,037)
ИТ	2,264* (1,367)	0,684 (1,676)	2,492 (1,661)
Фиксированные эффекты страны	Да	Да	Да
<i>N</i>	1636	316	1320
AR (1) тест	0,000	0,004	0,000
AR (2) тест	0,697	0,265	0,600
<i>P</i> -значение теста Хансена	0,261	0,254	0,415

Примечание. Робастные стандартные ошибки приведены в скобках; ИТ – бинарная переменная, равная 1, если соответствующая страна в соответствующий год таргетировала инфляцию; коэффициент при произведении переменных (Изменение валютного курса × ИТ) характеризует изменение эффекта переноса, ассоциирующееся с переходом к инфляционному таргетированию; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

воздействия на эффект переноса. По всей видимости, это различие в силе влияния объясняется тем, что в последних ЦБ в большей степени пользуются доверием экономических агентов, а потому могут успешно «заякоривать» инфляционные ожидания на низком уровне без использования формального количественного ориентира по инфляции.

Результаты в таблице 2 сами по себе не принципиально новые. Они демонстрируют, что наш подход позволяет получить оценки, подтверждающие уже выявленный в литературе стилизованный факт: переход к таргетированию инфляции снижает эффект переноса, по крайней мере, в развивающихся странах (Prasertnukul et al., 2010; Картаев, Якимова, 2018; López-Villavicencio, Pourroy, 2019).

Основное дополнение к этому факту представлено в таблице 3. Она содержит результаты моделирования влияния прозрачности монетарной политики на эффект переноса валютного курса для всех стран, а также для развитых и развивающихся экономик по отдельности. Коэффициент при произведении переменных, характеризующих прозрачность монетарной политики и изменение валютного курса, значимый и отрицательный во всех трех уравнениях. Это говорит о том, что для каждой из трех перечисленных групп стран повышение прозрачности монетарной политики ассоциируется со снижением эффекта переноса валютного курса.

**Влияние прозрачности монетарной политики
на эффект переноса валютного курса**

Показатель	Страны		
	все	развитые	развивающиеся
Инфляция в прошлом периоде	0,133* (0,069)	0,339*** (0,077)	0,132* (0,069)
Изменение валютного курса	0,235*** (0,057)	0,142** (0,061)	0,270*** (0,065)
Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП	-0,022*** (0,006)	-0,011** (0,005)	-0,030*** (0,009)
Темп прироста реального ВВП	-0,118*** (0,037)	0,189*** (0,058)	-0,125*** (0,031)
Прозрачность ДКП	-0,575* (0,309)	-0,327 (0,267)	-0,598 (0,390)
Открытость торговли	0,114*** (0,028)	0,014 (0,020)	0,126*** (0,035)
ИТ	1,671 (1,124)	0,916 (1,486)	1,718 (1,345)
Фиксированные эффекты страны	Да	Да	Да
N	1636	316	1320
AR (1) тест	0,000	0,004	0,000
AR (2) тест	0,858	0,184	0,760
P-значение теста Хансена	0,252	0,319	0,374

Примечание. Робастные стандартные ошибки приведены в скобках; ИТ – бинарная переменная, равная 1, если соответствующая страна в соответствующий год таргетировала инфляцию; коэффициент при произведении переменных (Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП) характеризует изменение эффекта переноса, ассоциирующееся с увеличением меры прозрачности монетарной политики на 1; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

Сопоставляя таблицы 2 и 3, отметим, что значимость коэффициентов при интересующих нас переменных отличается: переход к инфляционному таргетированию сам по себе важен только для развивающихся экономик, однако прозрачность монетарной политики имеет значение для всех групп стран, в том числе развитых. Таким образом, можно предположить, что прозрачность действий денежных властей меняет чувствительность внутренних цен к курсовым колебаниям независимо от выбора режима ДКП.

Чтобы протестировать эту гипотезу, мы оценили связь между прозрачностью монетарной политики и эффектом переноса валютного курса отдельно для выборки стран, таргетирующих инфляцию, и тех, которые не перешли к этому режиму ДКП. Полученные оценки для двух соответствующих моделей представлены в таблице 4. Они подтверждают наше предположение: коэффициент, характеризующий влияние прозрачности политики на эффект переноса, значимый, отрицательный и имеет приблизительно одинаковую величину во всех спецификациях модели. Таким образом, повышение прозрачности действий денежных властей даже внутри одного режима ДКП приводит к значимому уменьшению эффекта переноса.

Дополнительно для проверки устойчивости результатов мы оценили регрессию, в которую включено произведение переменных изме-

**Результаты оценки модели для групп стран,
таргетирующих и не таргетирующих инфляцию**

Показатель	Таргетируют инфляцию	Не таргетируют инфляцию
Инфляция в прошлом периоде	0,258*** (0,092)	0,142* (0,084)
Изменение валютного курса	0,392*** (0,080)	0,271*** (0,090)
Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП	-0,036*** (0,009)	-0,036** (0,015)
Контрольные переменные	Да	Да
Фиксированные эффекты страны	Да	Да
N	510	1126
AR (1) тест	0,012	0,000
AR (2) тест	0,816	0,716
P-значение теста Хансена	0,159	0,142

Примечание. Робастные стандартные ошибки приведены в скобках; коэффициент при произведении переменных (Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП) характеризует изменение эффекта переноса, ассоциирующееся с увеличением меры прозрачности монетарной политики на 1; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

нения валютного курса и открытости торговли. Такая спецификация позволяет проверить предположение о том, что динамика эффекта переноса объясняется изменением не столько прозрачности политики, сколько открытости экономики. В этом есть смысл, так как из-за увеличения доли торгуемых благ в структуре торговли для большей доли товаров выполняется закон единой цены, что должно приближать эффект переноса к 1. Результаты оценивания этих моделей представлены в Приложении 2. Даже в такой спецификации прозрачность политики остается значимым фактором эффекта переноса, а изменение открытости экономики оказывается несущественным.

Тесты на автокорреляцию остатков — традиционный индикатор качества моделей, оцененных при помощи процедуры Ареллано — Бонда, говорят о корректности спецификации всех уравнений. Об этом свидетельствуют также чрезвычайная устойчивость вывода о значимости интересующей нас переменной на всех подвыборках и тот факт, что в нашем случае трудно предположить эндогенность из-за обратного влияния сегодняшней инфляции на установленный некоторое время назад уровень прозрачности процедур ДКП. Наконец, тест Хансена не отвергает гипотезу об экзогенности инструментальных переменных в каждой из представленных моделей.

Все эти соображения позволяют надеяться, что в работе выявлена не только корреляция, но и причинно-следственная связь между прозрачностью экономической политики и эффектом переноса валютного курса. В то же время отсутствие подходящих альтернативных инструментов выступает общей проблемой всех исследований эффекта переноса на межстрановых панельных данных, поэтому к их выводам нужно относиться с осторожностью. Перспективным направлением исследований может быть оценка моделей с использованием времен-

ных рядов высокой частотности, позволяющих уловить неожиданные изменения в финансовых и макроэкономических переменных, которые рассчитаны в коротком «окне» между решением ЦБ по ставке и пресс-конференцией на эту тему (Altavilla et al., 2019). Впрочем, даже если речь идет о множественной корреляции (с учетом контроля всех прочих факторов инфляции, которые мы включили в модель), полученный результат может быть полезен для принятия решений регулятором, так как позволит лучше предсказывать их последствия.

* * *

В работе выявлены свидетельства в пользу того, что прозрачная коммуникация между монетарными властями и остальными экономическими агентами помогает привязать инфляционные ожидания к целевому уровню инфляции, что делает их менее зависимыми от курсовых колебаний. Это приводит к снижению эластичности уровня цен по валютному курсу. Основным возможным каналом влияния прозрачности политики на эффект переноса выступает канал ожиданий (Картаев, 2017). Более прозрачная политика увеличивает доверие экономических агентов к действиям денежных властей, что позволяет «заякорить» их ожидания вблизи цели по инфляции. В этом случае колебания валютного курса воспринимаются фирмами как временные шоки, которые не окажут влияния на динамику внутренних цен в долгосрочной перспективе. Поэтому долгосрочные контракты чаще фиксируются в национальных денежных единицах и реже пересматриваются в ответ на курсовые колебания. В результате фактическая инфляция в меньшей степени реагирует на ослабление национальной валюты. Указанный механизм важен независимо от выбора целевого ориентира ДКП, так как мы выявили значимое влияние прозрачности на эффект переноса для стран, таргетирующих инфляцию, и использующих другой режим монетарной политики.

Подчеркнем, что развивающиеся страны больше выигрывают от повышения прозрачности коммуникации по сравнению с развитыми. Дело в том, что в первых прозрачность монетарной политики в целом ниже, и эффект от ее роста еще не исчерпан. С точки зрения практических рекомендаций для ЦБ это дополнительный аргумент в пользу повышения прозрачности ДКП. Подобная стратегия позволит денежным властям меньше беспокоиться по поводу инфляционных последствий резких изменений валютного курса, вызванных внешними шоками (изменением цен на нефть или последствиями пандемии). В этом смысле перспектива перехода Банка России к публикации прогноза траектории ключевой ставки представляется хорошим решением, так как дает пример повышения прозрачности коммуникации в рамках прежнего режима ДКП.

Список литературы / References

Банк России (2020). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2021 год и период 2022 и 2023 годов. Москва. [Bank of Russia (2020). *Monetary policy guidelines for 2021–2023*. Moscow.]

- Картаев Ф. (2017). Полезно ли инфляционное таргетирование для экономического роста? // Вопросы экономики. № 2. С. 62–74. [Kartaev P. (2017). Is inflation targeting useful for economic growth? *Voprosy Ekonomiki*, No. 2, pp. 62–74. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-2-62-74>
- Картаев Ф. С., Якимова Ю. И. (2018). Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса // Вопросы экономики. № 11. С. 70–84. [Kartaev P. S., Yakimova Y. I. (2018). The influence of inflation targeting on the pass-through effect of the exchange rate. *Voprosy Ekonomiki*, No. 11, pp. 70–84. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-11-70-84>
- Моисеев С. (2017). Одиссея инфляционного таргетирования: к новым вызовам денежно-кредитной политики // Вопросы экономики. № 10. С. 50–70. [Moiseev S. (2017). The odyssey of inflation targeting: To new challenges of monetary policy. *Voprosy Ekonomiki*, No. 10, pp. 50–70. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-10-50-70>
- Adrian T., Laxton D., Obstfeld M. (eds.) (2018). *Advancing the frontiers of monetary policy*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Altavilla C. et al. (2019). Measuring euro area monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 108, pp. 162–179. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.08.016>
- Arellano M., Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Blinder A. S. (2000). Central-bank credibility: Why do we care? How do we build it? *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1421–1431. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1421>
- Coibion O., Gorodnichenko Y., Weber M. (2019). Monetary policy communications and their effects on household inflation expectations. *NBER Working Paper*, No. 25482. <https://doi.org/10.3386/w25482>
- de Mendonça H. F., Tiberto B. P. (2017). Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics & Finance*, Vol. 50, No. C, pp. 196–244. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.03.027>
- Del Negro M., Giannoni M. P., Patterson C. (2015). The forward guidance puzzle. *FRB of New York Staff Report*, No. 574.
- Dincer N., Eichengreen B. (2014). Central bank transparency and independence: Updates and new measures. *International Journal of Central Banking*, Vol. 10, pp. 189–253.
- Devereux M. B., Yetman J. (2010). Price adjustment and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 1, pp. 181–200. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.12.009>
- Dornbusch R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 93–106.
- Gagnon J. E., Ihrig J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 9, No. 4, pp. 315–338. <https://doi.org/10.1002/ijfe.253>
- Gopinath G. (2015). The international price system. *NBER Working Paper*, No. 21646. <https://doi.org/10.3386/w21646>
- Gopinath G., Itskhoki O., Rigobon R. (2010). Currency choice and exchange rate pass-through. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 1, pp. 304–336. <https://doi.org/10.1257/aer.100.1.304>
- Ha J., Kose M. A., Ohnsorge F. (2019). *Inflation in emerging and developing economies: Evolution, drivers, and policies*. Washington, DC: World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-8761>
- IMF (2020). *World economic outlook: A long and difficult ascent*. Washington, DC: International Monetary Fund, October.
- Isakov A., Grishin P., Gorlinsky O. (2018). Fear of forward guidance. *Russian Journal of Money and Finance*, Vol. 77, No. 4, pp. 84–106. <https://doi.org/10.31477/rjmf.201804.84>

- Kartaev P., Medvedev I. (2019). Monetary policy and the effect of the oil prices pass-through to inflation. *Russian Journal of Economics*, Vol. 5, No. 3, pp. 211–219. <https://doi.org/10.32609/j.ruje.5.47349>
- López-Villavicencio A., Mignon V. (2017). Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and central bank behavior matter? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 79, pp. 20–38. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.09.004>
- López-Villavicencio A., Pourroy M. (2019). Inflation target and (a)symmetries in the oil price pass-through to inflation. *Energy Economics*, Vol. 80, pp. 860–875. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.01.025>
- Mishkin F. S., Schmidt-Hebbel K. (2007). Does inflation targeting make a difference? *NBER Working Paper*, No. 12876. <https://doi.org/10.3386/w12876>
- Prasertnukul W., Ki D., Kakinaka M. (2010). Exchange rates, price levels, and inflation targeting: Evidence from Asian countries. *Japan and the World Economy*, Vol. 22, No. 3, pp. 173–182. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.03.002>
- Yudaeva K. (2018). Frontiers of monetary policy: Global trends and Russian inflation targeting practices. *Russian Journal of Money and Finance*, Vol. 77, No. 2, pp. 95–100. <https://doi.org/10.31477/rjmf.201802.95>
- Woodford M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton: Princeton University Press.

Приложение 1

Источники данных

Прозрачность ДКП	Dincer, Eichengreen (2014)
Инфляция	IMF (2020)
Валютный курс	International Financial Statistics, IMF
Темп роста ВВП	IMF (2020)
ИТ	Ha et al. (2019)
Открытость торговли	Ha et al. (2019)

Приложение 2

Влияет ли открытость торговли на эффект переноса?

Показатель	Страны		
	все	развитые	развивающиеся
Инфляция в прошлом периоде	0,135* (0,070)	0,340*** (0,077)	0,135* (0,071)
Изменение валютного курса	0,154** (0,077)	0,178** (0,085)	0,156* (0,085)
Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП	-0,021*** (0,006)	-0,013** (0,005)	-0,028*** (0,009)
Изменение валютного курса × Открытость торговли	0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	0,001 (0,001)
Контрольные переменные	Да	Да	Да
Фиксированные эффекты страны	Да	Да	Да
N	1636	316	1320
AR (1) тест	0,000	0,004	0,000
AR (2) тест	0,836	0,185	0,726
P-значение теста Хансена	0,261	0,279	0,388

Примечание. Робастные стандартные ошибки приведены в скобках; коэффициент при произведении переменных (Изменение валютного курса × Прозрачность ДКП; Изменение валютного курса × Открытость торговли) характеризует изменение эффекта переноса, ассоциирующееся с увеличением меры прозрачности монетарной политики на 1; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

The transparency of monetary policy and the effect of exchange rate pass-through

Philip S. Kartaeв^{1,2,*}, Vitalii G. Tubdenov^{1,2}

Authors affiliation: ¹ MGIMO University (Moscow, Russia);

² Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia).

* Corresponding author, email: kartaev@gmail.com

The work is devoted to the study of the influence of changes in the transparency of monetary policy on the effect of exchange rate pass-through in consumer prices. Based on econometric modeling of cross-country panel data, it is shown that an increase in the transparency of communication between the central bank and the population leads to a decrease in the elasticity of domestic prices with respect to the exchange rate in countries that target inflation and adhere to other monetary policy regimes. The effect is observed for both developed and developing economies; it is stronger in the second case. The obtained result can be interpreted as an argument in favor of the advisability of the Bank of Russia transition from a verbal description of its future actions to the publication of a quantitative forecast of the interest rate trajectory.

Keywords: inflation targeting, exchange rate, pass-through effect, monetary policy.

JEL: C23, C33, E31, E52.

Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода*

В. А. Банникова^{1,2}, А. А. Пестова^{1,3}

¹ *Московский государственный институт международных отношений (университет) МИД России (Москва, Россия)*

² *Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)*

³ *CERGE-EI, Карлов университет (Прага, Чехия)*

Стандартные идентификации монетарных шоков нередко уступают высокочастотному подходу в устойчивости к эмпирическим «загадкам». Однако необходимые для него поминутные данные не всегда доступны в силу недостаточной ликвидности процентных фьючерсов в странах с развивающимися рынками. В статье предлагается новая внешняя инструментальная переменная для идентификации шоков процентной политики на основе данных фьючерс- и спот-курсов валютной пары доллар—рубль. Проведен анализ эффектов монетарных шоков на периоде управления процентными ставками 2010–2019 гг. В отличие от предыдущих работ, для периода перед кризисом 2014 г. не обнаружена ценовая загадка или другие контринтуитивные с точки зрения знака импульсные функции откликов в ответ на ужесточение ДКП. Однако сдерживающее воздействие процентной политики на инфляцию для периода повышения процентных ставок, включающего кризис 2014–2015 гг., не выявлено, что связано с особенностями расчета инструмента. В случае исключения из анализа кризисного периода конца 2014 г. полученные оценки эффектов монетарных шоков соответствуют теоретическим представлениям и опыту зарубежных работ: наблюдается сдерживающее воздействие на цены и экономическую активность, снижаются фондовые индексы, объем банковского кредитования и торгового баланса, укрепляется курс рубля и растут

Банникова Виктория Алексеевна (yan.nika.dex@yandex.ru), эксперт Центра исследований международной экономики Института международных исследований (ИМИ) МГИМО, магистрант МГУ; *Пестова Анна Андреевна* (annapestova@gmail.com), к. э. н., с. н. с. Центра исследований международной экономики ИМИ МГИМО, PhD-кандидат CERGE-EI, Карлов университет.

* Статья подготовлена при финансовой поддержке МГИМО в рамках проекта № 1921-01-08.

кредитные спреды. Проверка устойчивости оценок к наличию возможной немонетарной информации в инструментах выявила их робастность к пересмотру ожиданий относительно основных макроэкономических переменных (ключевой ставки, инфляции, выпуска).

Ключевые слова: монетарная политика, открытая экономика, VAR, рыночные ожидания, внешние инструменты.

JEL: C32, E31, E44, E52, E58, G14.

В российских исследованиях, посвященных анализу последствий денежно-кредитной политики (далее — ДКП), нередко обнаруживается ускорение инфляции в ответ на неожиданное повышение процентной ставки. Такой результат не соответствует стандартным предсказаниям новой кейнсианской теории и поэтому получил название «загадка цен» («price puzzle»). Зарубежные исследователи считают этот парадокс следствием некорректной спецификации модели, поскольку он исчезает при применении более совершенных эконометрических подходов. Это достигается за счет учета большего количества информации, которую использует центральный банк в принятии решений, либо благодаря отказу от жестких предпосылок в идентификации монетарных шоков. Однако в исследованиях по России «загадка цен» сохраняется даже в многофакторных моделях с относительно гибкой идентификацией.

В эмпирических работах о последствиях ДКП в России действительно используются разные методы, однако результаты разнородны — от замедления до ускорения темпов роста цен в ответ на неожиданный рост ставки. Идентификация, признанная в монетарной литературе наиболее устойчивой с точки зрения отсутствия контринтуитивных результатов, — высокочастотный подход, подразумевающий использование внешних инструментальных переменных (Ramey, 2015; Miranda-Agrippino, Ricco, 2019), — в российских исследованиях только начинает применяться. Обычно для выделения монетарного шока и в оценке импульсных откликов используются одни и те же данные. Однако подход с использованием инструментальных переменных принципиально другой: здесь для идентификации монетарных шоков используется «внешняя» информация и только затем оценивается реакция переменных на шоки ДКП. Комбинирование последнего с высокочастотным подходом — использованием поминутных данных — в наибольшей степени соответствует принятому в академической литературе определению неожиданных для экономических агентов изменений в ДКП. Более того, в зарубежных работах проводится тестирование внешних инструментов на экзогенность по отношению к немонетарным структурным шокам, что пока не было опробовано на российских данных (Jarociński, Karadi, 2020; Miranda-Agrippino, Ricco, 2019; Cesa-Bianchi et al., 2020).

В данной работе мы проводим оценку мало- и среднеразмерных векторных авторегрессий для получения параметров макроэкономической модели российской экономики в сокращенной форме (reduced-form) и проводим структурную идентификацию монетарных шоков с использованием высокочастотного подхода и внешних инструменталь-

ных переменных (SVAR-IV, см.: Gertler, Karadi, 2015) для России. По сравнению с предшествующими российскими и зарубежными работами по высокочастотному подходу мы предлагаем новую инструментальную переменную, которая позволяет оценивать ожидания агентов по процентным ставкам на основе данных о котировках валютных спот и фьючерс-курсов. Последнее особенно актуально для стран с развивающейся экономикой, где высокочастотные данные по процентным фьючерсам могут отсутствовать, как в России.

Мы обнаружили основной источник «загадки цен» на российских данных: включение периода кризисного эпизода конца 2014 г. — начала 2015 г. в состав используемых данных. Даже с использованием инструментальных переменных, полученных на основе высокочастотных данных, эта «загадка» остается на периоде, включающем недавний финансовый кризис в России. Если исключать этот период из рассмотрения, то мы получаем ожидаемые знаки функций откликов ключевых макроэкономических переменных на монетарные шоки: согласно нашим результатам, ужесточение ДКП Банком России сдерживает инфляцию, снижает экономическую активность и торговый баланс, приводит к укреплению курса рубля, снижает объемы банковского кредитования и увеличивает кредитные спреды. Мы предложили новый внешний инструмент для идентификации монетарных шоков в России, рассчитанный из непокрытого паритета процентных ставок, но получили, что на периоде перед кризисом 2014 г. и на всем анализируемом периоде 2010-х годов наилучшей по критерию качества объяснения остатков в уравнении регулируемой процентной ставки была традиционная для литературы инструментальная переменная — изменение валютных фьючерсов в окне принятия решений по монетарной политике. Предложенный в работе инструмент, рассчитанный по непокрытому процентному паритету, хорошо зарекомендовал себя только на последнем периоде — после кризисного эпизода 2014 г. и по настоящее время. Идентификация монетарных шоков с его использованием хорошо описывает данные после 2015 г., что соответствует периоду «чистого» управления процентными ставками.

На основе подходов в идентификации, предложенных в предыдущих работах (Miranda-Agrippino, Ricco, 2019; Jarociński, Karadi, 2020), мы проверили устойчивость полученных результатов на возможное наличие в инструментах немонетарной информации и обнаружили, что динамические импульсные отклики практически не изменяются при исключении этой информации.

Обзор литературы

Данная работа связана с обширным исследовательским направлением изучения степени ненейтральности ДКП (Christiano et al., 2005). Обсуждаемый вопрос имеет также практический интерес: центральным банкам важно знать, какие последствия для экономики и финансового рынка имеет регулирование ставки процента. Вслед за предшествующими работами (Campbell et al., 2012; Gertler, Karadi, 2015; Nakamura,

Steinsson, 2018; Miranda-Agrippino, Ricco, 2019; Jarociński, Karadi, 2020) мы оцениваем неожиданные изменения в ДКП, используя изменение высокочастотных данных в 30-минутном окне публикации пресс-релиза центрального банка. Выбранный метод признан наиболее устойчивым к появлению эмпирических «загадок» (Ramey, 2015).

Обобщим выводы по преимуществам и недостаткам применяемых подходов к идентификации монетарных шоков. Краткосрочные ограничения, как правило, основаны на предпосылке о том, что шок ставки не оказывает мгновенного влияния на прочие переменные (в первую очередь, выпуск и цены), поэтому ввиду жестких предпосылок нередко порождают «загадку цен». Ограничения на знаки более гибкие по сравнению с рекурсивной идентификацией. Здесь результаты могут существенно различаться при изменении набора переменных, на знаки откликов которых накладываются ограничения. В этих двух видах идентификации для определения монетарного шока и в оценке импульсных откликов используются одни и те же данные. Подход инструментальных переменных, который мы используем в данной работе, принципиально другой: для идентификации монетарных шоков используется «внешняя» по отношению к макроэкономической модели VAR информация и затем оценивается реакция переменных VAR на шоки ДКП. В зарубежной литературе наиболее устойчивым оказывается совмещение высокочастотного подхода с инструментальными переменными, поскольку оно гарантирует экзогенность используемого инструмента и потому дает, как правило, более устойчивые результаты по сравнению с рассмотренными выше способами идентификации.

Исследования для развитых экономик далеко продвинулись в этом вопросе, предлагая ежегодно новые более усовершенствованные идентификации на основе высокочастотных данных (Ramey, 2015; Miranda-Agrippino, Ricco, 2019; Cieslak, Schrimpf, 2019; Jarociński, Karadi, 2020). Исследования по развивающимся экономикам не столь многочисленны (Mallick, Sousa, 2012). Мы вносим вклад в эту литературу, предлагая высокочастотную идентификацию для развивающейся открытой экономики. В российских исследованиях с использованием стандартных методов идентификации выявляются различные эффекты монетарной политики для инфляции. О. Борзых (2016) на основе модели TVP-FAVAR с рекурсивной идентификацией обнаружила сдерживающее влияние процентной политики на рост цен; А. Тишин (2019) с помощью внешних инструментов, построенных по дневным данным, — «загадку цен»; А. Пестова и Н. Ростова (2020), используя модель SDFM с ограничением на знаки, не обнаружили статистически значимого влияния монетарной политики на инфляцию. Только начинают появляться российские исследования, в которых используется высокочастотный подход (Тишин, 2019; Shibanov, Slyusar, 2019). В отличие от них мы модифицируем стандартную методологию этого подхода под доступные нам финансовые инструменты и используем только поминутные данные для выполнения предпосылки об экзогенности высокочастотных монетарных шоков. Последнее отличает нашу работу от работы Тишина (2019), где в базовой спецификации используются подневные данные по котировкам для построения ин-

струментальной переменной монетарных шоков. Такие данные могут быть «зашумлены» прочими новостями и потому неточно представлять изменение ожиданий агентов о процентных ставках в окрестности решений регулятора.

Описание методологии и данных

Построение внешней инструментальной переменной для монетарной модели VAR

Для более точной идентификации монетарных шоков в моделях VAR используются внешние инструментальные переменные (далее — внешние инструменты или просто инструменты) на основе высокочастотных данных. Применение высокочастотного подхода позволяет использовать информацию об изменении рыночных ожиданий по краткосрочной процентной ставке вокруг окна объявления решений о монетарной политике. В литературе классическим способом признано использование изменений цен на процентные фьючерсы в 30-минутном окне вокруг объявления по ключевой ставке (Gertler, Karadi, 2015; Miranda-Agrippino, Ricco, 2019). Общая идея расчета состоит в следующем: цена на фьючерс определяет ожидаемое значение целевой переменной (ставки), поэтому для оценки изменений ожиданий в 30-минутном окне используют изменение цен закрытия фьючерсных контрактов¹.

Предполагается, что внешний инструмент экзогенен, поскольку в рамках 30-минутного окна изменение рыночных ожиданий по ставке обусловлено действием регулятора, а не динамикой других макропеременных. Релевантность инструмента соблюдается, если он тесно коррелирован с остатками в сокращенной форме из уравнения ставки, что проверяется с помощью эконометрических тестов, например F -теста. Если инструмент валиден, то есть удовлетворяет условиям экзогенности и релевантности, то полученное изменение ожиданий по ставке в 30-минутном интервале объявлений центрального банка (s_t) есть зашумленная мера истинных монетарных шоков:

$$s_t = p_{t,\tau+20} - p_{t,\tau-10}, \quad (1)$$

где: $p_{t,\tau+20}$ — цена фьючерсного контракта в день t в момент времени $\tau + 20$, через 20 минут после события — объявления по ставке; t, τ — время события (день t , момент времени τ); $t, \tau - 10$ — момент времени за 10 минут до события.

В случае российского финансового рынка исследователь ограничен в использовании процентных фьючерсов: обращающиеся на Московской бирже фьючерсы на различные межбанковские процентные ставки низколиквидны; частота торговых операций по ним не позволяет получить высокочастотный инструмент для монетарных шоков (Пестова, Ростова,

¹ Альтернативой фьючерсам могут быть валютные свопы, однако доступ к историческим поминутным данным ограничен. Например, база данных Bloomberg позволяет выгрузить внутридневные данные по фьючерсам только за последние 240 дней.

2020; см. табл. П.1 онлайн-приложения²). В работе Тишина (2019) используются данные о котировках трехмесячных валютных фьючерсов на пару USD/RUB, в частности, одним из инструментов является относительное изменение фьючерсных цен в 30-минутном «окне»:

$$s_t = \frac{p_{t,\tau+20} - p_{t,\tau-10}}{p_{t,\tau-10}}. \quad (2)$$

Прочие инструменты, использованные Тишиным (2019), рассчитаны по дневным данным, что затрудняет обоснование их экзогенности (ортогональности) по отношению к прочим шокам, поскольку в течение дня другие — немонетарные — шоки могли воздействовать на ожидания агентов. В данной работе, в отличие от работы Тишина (2019), используются внешние инструменты, рассчитанные только на основе поминутных данных, а также предлагается новая инструментальная переменная, извлекающая из высокочастотных данных о валютных фьючерсных и спот-курсах информацию об изменении ожиданий по процентной ставке, на основе подхода, не применявшегося ранее в литературе.

Во-первых, вслед за работой Тишина (2019), мы используем информацию о валютных фьючерсах. Обозначим цену фьючерса на валютный курс USD/RUB как $p_{t,\tau}$ (выражен в рублях за доллар, обратный курс рубля). Мы для удобства интерпретации переходим к формулировке инструмента для монетарного шока на основе ожиданий по прямому курсу рубля:

$$s_t = \frac{\frac{1}{p_{t,\tau+20}} - \frac{1}{p_{t,\tau-10}}}{\frac{1}{p_{t,\tau-10}}} = \frac{p_{t,\tau-10} - p_{t,\tau+20}}{p_{t,\tau+20}}. \quad (3)$$

Здесь положительным значениям s_t будет соответствовать укрепление рубля к доллару, отрицательным — его ослабление.

Во-вторых, мы предлагаем использовать инструмент для изменения ожиданий по процентной ставке, который рассчитан на основе цен спот-курсов и фьючерсных контрактов на валютную пару и «очищен» от изменений ожиданий курса. Для этого мы предлагаем использовать формулу непокрытого паритета процентных ставок (uncovered interest parity, UIP; далее НППС). Паритет процентных ставок описывает связь между зарубежной и внутренней процентными ставками и изменением валютного курса. На практике НППС может использоваться, например, в качестве инструмента прогнозирования обменного курса или оценки уровня равновесной процентной ставки. Также уравнение непокрытого паритета может быть составной частью моделей динамического стохастического общего равновесия, разрабатываемых в центральных банках.

В ряде эконометрических работ тестируется выполнение непокрытого паритета. Е. Гурвич и др. (2009) на основе данных по спот-курсу доллара за 2001–2008 гг. делают вывод о невыполнении непокрытого паритета процентных ставок в России, что они объяс-

² https://drive.google.com/file/d/1rMFVZEX_Shftot6Xx2DwEG43g8pU3uJ-2/view

няют меньшей предсказуемостью курсовой политики ЦБ после введения бивалютной корзины. Д. Васильев и др. (2016) показали, что для России на более позднем горизонте до 2014 г. НППС выполняется, если учесть постоянную премию за риск. Возможное объяснение условия выполнения паритета: большие резервы центрального банка играют роль «страховки» от валютного риска для банков и крупных компаний, накапливающих внешние долги. При этом во многих эмпирических работах по зарубежным странам не найдено подтверждение выполнения паритета на помесячных данных, однако с расширением временного горизонта, на котором тестируется выполнение паритета, до 5 лет и более (10 лет в: Fujii, Chinn, 2001; 100 лет и более в: Lothian, 2016) отклонение от него становится несущественным. Аналогично, паритет выполняется при сужении «окна» тестирования с использованием высокочастотных данных. Так, оценивание регрессий для модели непокрытого процентного паритета на различных коротких временных интервалах с использованием большого набора данных о внутридневных валютных курсах (Chaboud, Wright, 2005) подтверждает выполнение непокрытого паритета процентных ставок для очень коротких «окон», однако добавление нескольких часов к промежутку «окна» нивелирует положительную связь между разницей ставок и изменением валютного курса. НППС выполняется на данных по ожидаемым, а не фактическим переменным, иными словами, имеются свидетельства о том, что составители прогнозов формируют свои ожидания согласно НППС (Cuestas et al., 2015).

Напомним ключевые предпосылки выполнения НППС: совершенная мобильность капитала и совершенная взаимозаменяемость национальных и зарубежных активов. В настоящей работе мы предполагаем, что НППС выполняется в 30-минутном «окне»³, тогда формула UIP, связывающая доходность активов и ожидаемый темп роста курса, выглядит следующим образом:

$$s_t = \frac{E_t[S_{t+T}] - S_t}{S_t} \times \frac{365}{T} = i_t^{RUB} - i_t^{USD}. \quad (4)$$

Здесь S_t – обратный спот-курс национальной валюты; $E_t[S_{t+T}]$ – ожидаемый фьючерсный курс национальной валюты через T дней с момента t ; i_t^{RUB} – рублевая ставка; i_t^{USD} – долларовая ставка, T – число дней до момента исполнения фьючерсного контракта. Записанное равенство означает, что в равновесии процентная ставка по внутреннему (рублевому) активу равна процентной ставке по зарубежному (долларовому) плюс ожидаемый темп роста обесценения внутренней валюты (рубля). В 30-минутном «окне» вокруг момента t – за 10 минут до и 20 минут после события:

$$\frac{E_{t,\tau-10}[S_{t+T}] - S_{t,\tau-10}}{S_{t,\tau-10}} \times \frac{365}{T} = i_{t,\tau-10}^{RUB} - i_{t,\tau-10}^{USD}, \quad (5)$$

$$\frac{E_{t,\tau+20}[S_{t+T}] - S_{t,\tau+20}}{S_{t,\tau+20}} \times \frac{365}{T} = i_{t,\tau+20}^{RUB} - i_{t,\tau+20}^{USD}. \quad (6)$$

³ Построение прямых оценок непокрытого паритета затруднительно, поскольку предполагает наличие высокочастотных данных по ожиданиям ставки, для чего нужны данные по процентным фьючерсам. Как мы отмечали ранее, ввиду низкой ликвидности рынка процентных фьючерсов внутридневные данные по этим показателям недоступны. При этом использование подневных данных (например, прогнозов аналитиков Bloomberg или по процентным фьючерсам) может существенно изменить результаты тестирования, как было показано в работе: Chaboud, Wright, 2005.

Здесь обозначениям $t, \tau - 10$ соответствуют наблюдения в день t за 10 минут до времени τ — объявления решения о ключевой ставке процента; аналогично для $t, \tau + 20$.

Вычитаем из (6) (5) и при выполнении предпосылки о постоянстве долларовой ставки в окне 30 минут ($i_{t, \tau + 20}^{USD} = i_{t, \tau - 10}^{USD}$) имеем:

$$\left(\frac{E_{t, \tau + 20}[S_{t+T}] - S_{t, \tau + 20}}{S_{t, \tau + 20}} - \frac{E_{t, \tau - 10}[S_{t+T}] - S_{t, \tau - 10}}{S_{t, \tau - 10}} \right) \times \frac{365}{T} = \\ = i_{t, \tau + 20}^{RUB} - i_{t, \tau - 10}^{RUB}. \quad (7)$$

$$\left(\frac{E_{t, \tau + 20}[S_{t+T}]}{S_{t, \tau + 20}} - \frac{E_{t, \tau - 10}[S_{t+T}]}{S_{t, \tau - 10}} \right) \times \frac{365}{T} = i_{t, \tau + 20}^{RUB} - i_{t, \tau - 10}^{RUB}. \quad (8)$$

Если частный сектор убежден в выполнении непокрытого паритета, тогда изменения в рыночных ожиданиях по краткосрочной ставке описываются формулой (8). Записанное равенство напоминает покрытый паритет процентных ставок: фьючерсный контракт является инструментом, похожим на форвард. Основное отличие непокрытого паритета — отсутствие безрискового арбитража: заключение форвардной сделки позволяет «покрыть» валютные риски, что в формуле покрытого паритета выражается наличием форвардного курса вместо ожидаемого спот-курса (Feenstra, Taylor, 2008). Иными словами, если покрытый паритет в большей степени отражает условие отсутствия арбитража, то непокрытый паритет — условие формирования ожиданий по валютному курсу. Мы предполагаем, что в 30-минутном «окне» фьючерсы отражают изменение прогнозов валютного курса на дату исполнения, а не стремление инвесторов хеджировать риски.

Для расчетов по внешней инструментальной переменной были использованы пресс-релизы официального сайта Банка России и данные интернет-ресурса «Финам». Сначала были определены даты и время публикаций в пресс-релизах⁴ решений по регулируемой ставке по операциям РЕПО (до 2013 г.) и ключевой ставке (после 2013 г.). Затем были собраны данные по спот-курсу⁵, а также по расчетным фьючерсным контрактам на ликвидную валютную пару USD/RUB⁶. Поскольку в отличие от методологии М. Гертлера и П. Каради (Gertler, Karadi, 2015) нам доступны фьючерсы с датами исполнения в марте, июне, сентябре и декабре, мы ограничили сделки условием на число дней до даты исполнения контракта от 16 до 108 дней. Это связано с тем, что контракты на валютную пару становятся более ликвидными в по-

⁴ Для автоматизированного сбора дат и времени в R использованы: ссылка https://www.cbr.ru/DKP/dkp_press/, а также поисковый запрос на https://www.cbr.ru/press/month_archive/press_archive по ключевым словам «процентн* став* по операциям Банка России», «рефинансировани*», затем вручную отобраны релевантные даты (дата обращения: 22.03.2020). Актуальный адрес размещения пресс-релизов https://cbr.ru/dkp/mp_dec/ (дата обращения: 01.06.2021). Код для сбора данных пресс-релизов официального сайта ЦБ РФ написан на языке R и доступен по запросу у авторов.

⁵ Для данных по спот-курсу были использованы следующие альтернативные источники: <https://www.finam.ru/profile/forex/usd-rub/>, <https://www.moex.com/s135>

⁶ Например, котировки по фьючерсному контракту с датой исполнения в марте 2015 г. доступны по ссылке <https://www.finam.ru/profile/forts-arhiv/si-3-15-sih5/>

следние три месяца до исполнения. Из полученного массива выбраны наблюдения, соответствующие моментам «окна»: за 10 минут, в минуту публикации, через 20 минут. После этого в соответствии с формулами (3) и (8) было рассчитано изменение ожиданий по краткосрочной ставке (рис. 1–2).

Наибольшие изменения инструментальных переменных приходятся на декабрь–январь 2014 г. Банк России 16 декабря 2014 г. повысил ключевую ставку до 17% в ответ на ослабление курса рубля. За 2010–2019 гг. это самое существенное изменение регулируемой ставки (+6,5 п. п., табл. 1). В конце января 2015 г. ключевая ставка была снижена на 2 п. п., однако ожидания по ставке снизились в меньшей степени (для инструмента, рассчитанного только по фью-

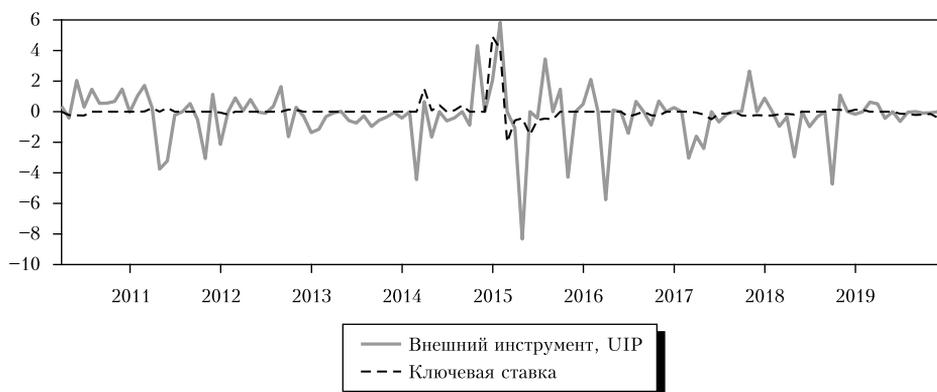
**Относительное изменение фьючерсных цен в 30-минутном «окне»,
рассчитанное на основе внутридневных данных
по фьючерсам на валютную пару USD/RUB (п. п.)**



Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

Рис. 1

**Изменение вмененной краткосрочной процентной ставки в 30-минутном
«окне», рассчитанное на основе внутридневных данных
по фьючерсам на валютную пару USD/RUB (п. п.)**



Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

Рис. 2

Т а б л и ц а 1

**Наибольшие значения инструментов
и фактическое изменение регулируемой ставки**

Дата пресс-релиза	Инструмент, рассчитанный как относительное изменение фьючерсных цен	Инструмент, рассчитанный по непокрытому паритету процентных ставок	Фактическое изменение регулируемой ставки, п. п.
16.12.2014	5,38	-0,44	+6,5
31.10.2014	-0,35	4,32	+1,5
03.03.2014	-0,28	1,08	+1,5
11.12.2014	-0,76	2,50	+1,0
30.04.2015	0,97	-8,33	-1,5
30.01.2015	-0,79	5,84	-2,0

Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

черсам, менее 1 п. п.; для инструмента, рассчитанного по паритету, вмененная ставка выросла). Знаки фактического изменения ставки и инструмента не обязательно всегда совпадают: если инструмент и монетарные инновации коррелируют в достаточной мере, то на это укажут эконометрические тесты.

В статье Тишина (2019) показано, что цены фьючерсов существенно изменяются после объявления центральным банком о решении по ставке. В нашем исследовании мы формально показываем, что значительные изменения в ожиданиях, рассчитанные с помощью непокрытого паритета, происходят в связи с решением по ключевой ставке. Для этого мы рассчитали доверительные интервалы для двух пар переменных — разностей квадратов вмененной ставки для моментов времени $\tau - 10$ и τ ; $\tau - 10$ и $\tau + 20$. Если доверительный интервал для разности первых двух рядов включает ноль, то для второй пары верхняя и нижняя границы доверительного интервала строго ниже нуля (табл. 2). Это означает, что изменение вмененной ставки в 30-минутном «окне» связано с решениями Банка России по ключевой процентной ставке.

Т а б л и ц а 2

**Доверительные интервалы для изменения рядов
фьючерсных цен в «окне»**

Временной ряд $p_{i,\tau} = \frac{E_{i,\tau}[S_{i,\tau+T}]}{S_{i,\tau}} \times \frac{365}{T}$, $\tau \in \{\tau - 10; \tau; \tau + 20\}$		
	$\frac{1}{T} \sum_{t \in \{1; T\}} (p_{i,\tau}^2 - p_{i,\tau-10}^2)$	$\frac{1}{T} \sum_{t \in \{1; T\}} (p_{i,\tau+20}^2 - p_{i,\tau-10}^2)$
Доверительный интервал	[-0,0157; 0,0131]	[-0,0433; -0,0001]

Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

*Методология оценки влияния монетарных шоков
на индекс потребительских цен*

Для идентификации монетарных шоков мы будем использовать методы рекурсивной идентификации — упорядочивание по Холецкому —

и построение внешних инструментов на основе высокочастотных данных, что позволит ответить на вопрос об устойчивости импульсных откликов к выбору способа идентификации монетарных шоков. Вслед за работами: Пестова (2017, 2018) мы определяем однородный период для анализа — период управления процентными ставками 2009–2019 гг. В эмпирических оценках мы последовательно переходим от малоразмерной модели с 4 переменными к включению в нее дополнительных переменных, как это сделано в работах по эффектам ДКП (Gertler, Karadi, 2015; Cesa-Bianchi et al., 2020). Кроме того, мы проверяем устойчивость результатов к неверной спецификации модели. Векторную авторегрессионную модель (модель VAR) можно представить в следующем виде:

$$Y_t = AY_{t-1} + u_t, \quad (9)$$

где: u_t — остатки модели (инновации) в сокращенной форме с ковариационной матрицей Σ_u ; Y_t — вектор эндогенных переменных; A — матрица коэффициентов. Инновации u_t можно представить как линейную комбинацию структурных шоков:

$$u_t = B\varepsilon_t, \quad (10)$$

где ε_t — вектор структурных шоков с ковариационной матрицей $\Sigma_\varepsilon = I$. Представим вектор эндогенных переменных как (r'_t, X'_t) , где r'_t — переменная монетарной политики, а X'_t — вектор остальных эндогенных переменных. Тогда структурная векторная авторегрессия имеет вид:

$$\begin{bmatrix} r_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^X \end{bmatrix}. \quad (11)$$

Пусть существует Z_t — вектор внешних инструментов, удовлетворяющий следующим условиям:

$$E[\varepsilon_t^r Z_t'] \neq 0, \quad (12)$$

$$E[\varepsilon_t^X Z_t'] = 0. \quad (13)$$

Иными словами, внешние инструменты коррелируют с монетарным шоком (ε_t^r) и ортогональны к остальным структурным шокам (элементы вектора ε_t^X).

Далее, применяя двухшаговый МНК, мы можем идентифицировать часть элементов структурной матрицы B . Тогда уравнения первого и второго шагов имеют вид:

$$u_t^r = \beta Z_t + \vartheta_t, \quad (14)$$

$$u_t^X = \frac{B_{21}}{B_{11}} \hat{u}_t^r + \mu_t, \quad (15)$$

где \hat{u}_t^r и μ_t ортогональны друг другу согласно предпосылке (13). Затем для построения импульсных откликов на монетарный шок используется оценка матрицы A вместе с оцененными элементами \widehat{B}_{21} и \widehat{B}_{11} .

В данной работе мы используем три спецификации модели оценки эффектов процентной политики: (1) базовая спецификация; (2) спецификация модели открытой экономики; (3) расширенная спецификация модели открытой экономики.

Первая спецификация соответствует базовой спецификации Гертлера—Каради: мы включаем в нее ряды индикативной ставки, промышленного производства, индекса потребительских цен и переменную-заменитель (ргоху) для премии за риск. В оригинальной работе (Gertler, Karadi, 2015) последняя переменная строится как кредитный спред, очищенный от премии за риск дефолта, где сам кредитный спред рассчитывается как разность показателей доходности государственных и корпоративных облигаций сопоставимой срочности обращения. Тишин (2019) в качестве кредитного спреда использует разность между чистой ценой государственных и корпоративных облигаций, что несколько противоречит принятой методологии. В наших оценках мы рассчитываем кредитный спред как разность показателей доходности к погашению в сегменте корпоративных и государственных облигаций со сроком до погашения от 1 до 3 лет. Таким образом, наша метрика кредитного спреда включает риск дефолта, однако в остальном строится по аналогии с работой Гертлера и Каради.

Спецификация модели открытой экономики — модифицированная версия модели (Cesa-Bianchi et al., 2020), в которой исследуются эффекты монетарных шоков в открытой экономике Великобритании. Помимо переменных базовой модели, мы, следуя этой работе, добавляем в модель в качестве эндогенных переменных номинальный эффективный курс рубля и ипотечный спред, а также индекс глобальной волатильности — в качестве экзогенной переменной. Ипотечный спред в нашей модели открытой экономики рассчитывается как разность средневзвешенной ставки по ипотечным кредитам, выданным в течение месяца, и доходности к погашению 5-летних государственных облигаций.

Расширенная спецификация для открытой экономики следует работе А. Чеза-Бьянки и соавторов (Cesa-Bianchi et al., 2020) и дополнительно содержит реальный торговый баланс, объем кредитов нефинансовым организациям и населению, взятые в реальном выражении, и фондовый индекс ММВБ. Переменная рублевых и валютных кредитов выражена в рублях и скорректирована с учетом валютной переоценки, что исключает изменение переменной за счет переоценки долларовой компоненты⁷.

В качестве внешних инструментов использованы переменные монетарных «сюрпризов» в 30-минутном окне принятия решений о ключевой ставке монетарной политики. Как и в работах: Gertler, Karadi, 2015; Cesa-Bianchi et al., 2020, мы будем считать инструмент релевантным, если F -статистика в регрессии первого шага превышает 10. В отличие от предыдущих работ (Тишин, 2019) для критерия релевантности рассчитана робастная F -статистика (Kleibergen, Paap, 2006).

⁷ Используемые в оценках переменные со ссылками на источники данных вместе с обозначениями приведены в таблице П.2 онлайн-приложения: https://drive.google.com/file/d/1rMFVZEX_Shftot6Xx2DwEG43g8pU3uJ-2/view

Результаты

Базовая спецификация. Оценка базовой спецификации (рис. П.1 (а), (б) онлайн-приложения) с инструментальной переменной, построенной на основе валютных фьючерсов, выявила статистически значимую положительную реакцию динамики потребительских цен в первые 1–1,5 года после действия монетарного шока (+1,0 п. п.⁸) и значимое снижение объемов промышленного производства, а также увеличение кредитного спреда в ответ на повышение регулируемых процентных ставок. Максимальное отклонение медианного отклика от нуля для промпроизводства (далее — «пиковый эффект») составило –0,8 п. п. Инструмент, рассчитанный по паритету процентных ставок, оказался более слабым, но выпуск реагирует отрицательно и значимо, при этом пиковый эффект отклика промышленного производства и роста цен выявлен на несколько более высоком уровне (–1 п. п. и +1,2 п. п.), чем в модели с инструментом, построенным на основе валютных фьючерсов. По сравнению с результатами работы Тишина (2019), мы в базовой спецификации получили более сильный инструмент (F -статистика составляет 7,60 вместо 6,54), а также интуитивный положительный отклик кредитного спреда. Поскольку в работе Тишина (2019) высокочастотные инструменты оказались недостаточно сильными с точки зрения F -статистики первого шага в базовой спецификации, далее автор сосредоточился на инструментальных переменных, рассчитанных по дневным данным. В настоящей работе мы продолжим анализ поминутных инструментов, дополняя базовую спецификацию переменными открытой экономики.

Спецификация открытой экономики. В этой спецификации (рис. П.1 (в), (г) онлайн-приложения) снова более релевантным оказался только инструмент, рассчитанный по валютным фьючерсам: робастная F -статистика для него составляет 9,79. Для инструмента, рассчитанного по паритету, аналогичная статистика меньше 1.

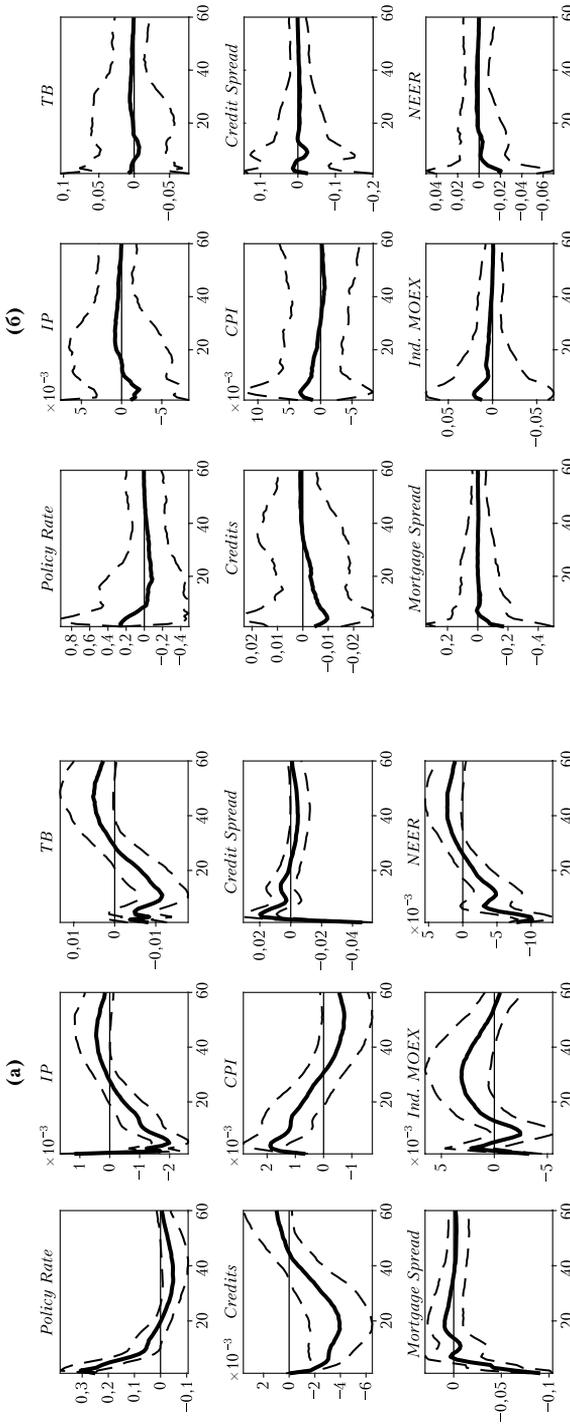
В спецификации с обоими инструментами включение в модель переменных из спецификации модели открытой экономики не изменяет знака отклика, пиковый отклик для инфляции растет (+1,0 п. п. и +2,0 п. п.⁹). При этом воздействие на промышленное производство остается отрицательным и значимым: ужесточение ДКП приводит к снижению экономической активности. Пиковый эффект вновь достигается на уровне –0,8 п. п.¹⁰ в ответ на единичный шок процентной ставки в спецификации открытой экономики. Пиковый эффект для корпоративного спреда остается статистически значимым на уровне 0,08 п. п. Отклики валютного курса и ипотечного спреда статистически значимы и отрицательны в случае обоих внешних инструментов.

⁸ В ответ на рост на 1 п. п. регулируемой процентной ставки в нулевой момент времени. На рисунках все импульсные отклики приведены в ответ на рост ставки на 0,25 п. п. (стандартный шаг монетарной политики), однако для анализа эластичности мы делаем перенормировку к единичному монетарному шоку.

⁹ Воздействие на ИПЦ в +2,0 п. п. наблюдается в модели со слабым инструментом, рассчитанным по паритету, поэтому доверие к этому результату невысокое.

¹⁰ –2 п. п. в модели со слабым инструментом (см. сноску 9).

Функции отклика на шок монетарной политики в модели SVAR с 9 переменными (расширенная спецификация открытой экономики), идентификация — внешние инструменты



Регрессия первого шага: $\beta = 0,61$, $F\text{-стат.} = 62,78$, робастная $F\text{-стат.} = 11,65$.
Инструмент: фьючерс долл. — руб.

Регрессия первого шага: $\beta = 0,15$, $F\text{-стат.} = 0,28$, робастная $F\text{-стат.} = 0,14$.
Инструмент: непокрытый паритет.

Примечание. (а) — инструмент, рассчитанный как относительное изменение фьючерсных цен, (б) — инструмент, рассчитанный из непокрытого паритета процентных ставок. Сплошной линией обозначен медианный отклик, пунктирной — 16-й и 84-й процентили доверительного интервала. Условные обозначения: Policy rate — регулируемая ставка, IP — промышленное производство, CPI — инфляция, Credit (Mortgage) Spread — кредитный (ипотечный) спред, NEER — номинальный курс рубля, Ind. MOEX — индекс ММВБ, Credits и TB — кредиты и торговый баланс в реальном выражении. Ряды инфляции, промышленного производства и реальный торговый баланс скорректированы на сезонность. Все данные, за исключением ставок и спредов, логарифмированы. Число лагов равно 2. (Число лагов определено на основе информационных критериев Акаике, Ханна — Куна, Шварца. Там, где разные тесты указывали на разное число лагов, использовались тесты на автокорреляцию в остатках модели VAR. Дополнительно проведена проверка на устойчивость для подобных случаев — см. ниже.) Для расчета доверительных интервалов применен метод бутстрапа (Mertens, Ravh, 2013), число бутстрапованных выборок равно 500.

Источники: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

Рис. 3

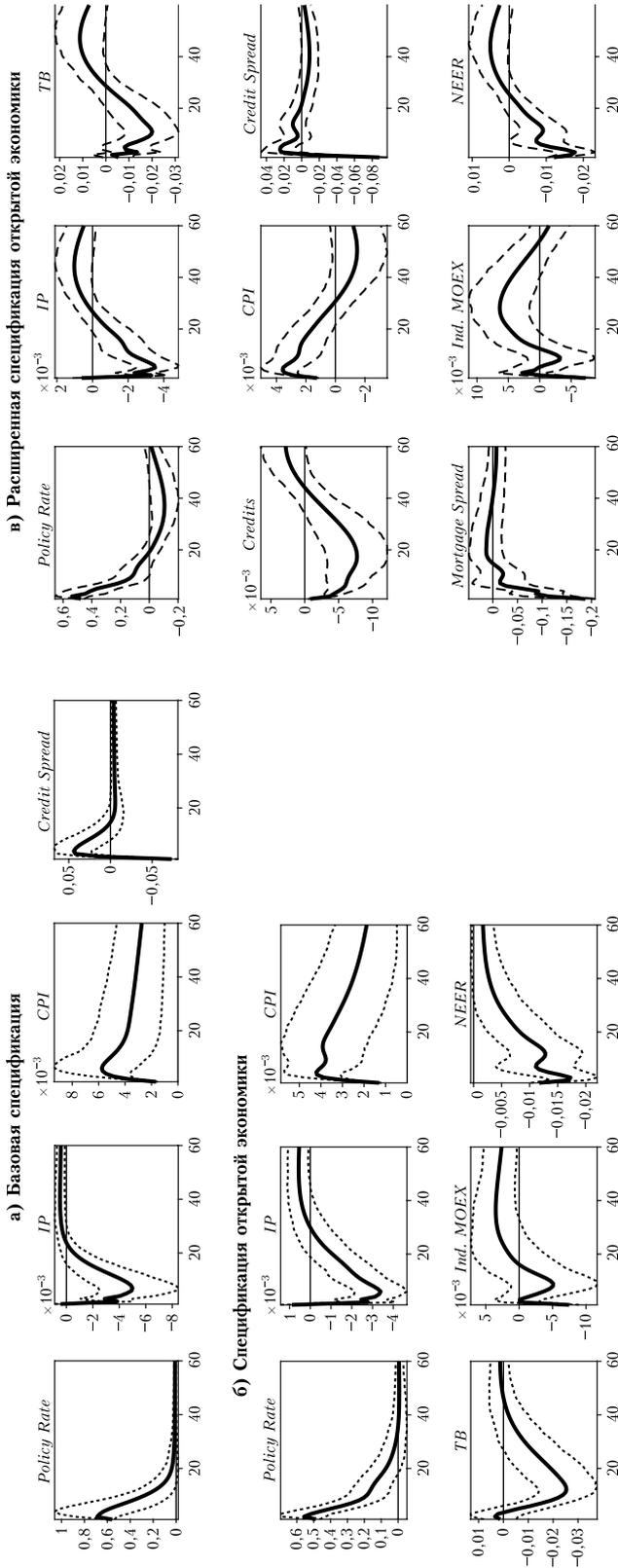
Расширенная спецификация открытой экономики. В данной спецификации в случае использования инструмента, рассчитанного на основе валютных фьючерсов, отклик инфляции на монетарный шок остается значимо положительным (рис. 3а). В ответ на неожиданное повышение ставки на 1 п. п. ИПЦ повышается на пике на 0,8 п. п., затем через 20–30 месяцев медианный отклик переходит в отрицательную область. Промышленное производство падает в ответ на неожиданный рост процентной ставки: пиковый эффект составляет $-0,8$ п. п. через пять месяцев после монетарного шока. Пиковый отклик для показателя экономической активности не изменился по сравнению с другими спецификациями ($-0,8$ п. п. в базовой спецификации и спецификации открытой экономики).

Знак влияния монетарного шока на кредитный спред согласуется с полученным в предшествующих работах (Gertler, Karadi, 2015; Cesa-Bianchi et al., 2020). Положительный и значимый отклик спреда означает, что издержки получения кредита увеличиваются в большей степени по сравнению с изменением безрисковой доходности. По-видимому, используемая нами переменная-заменитель для стоимости внешнего финансирования лучше аппроксимирует кредитный спред, чем представленный в работе Тишина (2019) показатель. Если в ответ на ужесточение ДКП издержки корпоративного заимствования растут, то стоимость ипотечного кредитования (выраженная в изменении ставки) снижается. Это противоречит экономической интуиции: вслед за монетарным шоком мы бы ожидали роста ставки дисконтирования ожидаемой доходности и снижения стоимости финансовых активов, включая ипотечные, то есть роста доходности по ним. Реакция номинального эффективного валютного курса также не согласуется с интуицией и опытом предшествующих работ (Cesa-Bianchi et al., 2020). В расширенной, а также в «обычной» спецификации открытой экономики мы не обнаружили действенного сдерживания обесценения курса рубля мерами процентной политики Банка России.

Инструмент, рассчитанный по паритету, как и в предыдущей спецификации, оказался нерелевантным (рис. 3б). Все отклики незначимы. Однако даже в случае слабого инструмента динамика медианного отклика похожа на полученную для более сильного инструмента с робастной F -статистикой, превышающей 10.

Сравнение представленных оценок с использованием внешних инструментов с идентификацией шоков путем упорядочивания по Холецкому обнаруживает ряд тех же контринтуитивных результатов, что и в оценках с внешними инструментами (рис. 4). Так, во всех спецификациях с рекурсивной идентификацией наблюдается «загадка цен». При добавлении дополнительных переменных из спецификаций для открытой экономики величина пикового отклика ИПЦ снижается с $+1,0$ – $1,2$ до $+0,7$ п. п., но отклик остается положительным и значимым. Мгновенная реакция номинального эффективного курса рубля — его ослабление, что противоречит ожиданиям и теории. Ипотечный спред снижается в ответ на положительный шок процентной ставки, причем пиковый эффект для него гораздо больше, чем для кредитного спреда. Отклики для инфляции в случае обеих идентификаций находятся на уровне $0,7$ – $0,8$ п. п. Однако в наиболее полной модели

Функции отклика на шок монетарной политики в модели SVAR с 4, 6, 9 переменными, идентификация — рекурсивная



Примечание. Сплошной линией обозначен медианный отклик, пунктирной — 16-й и 84-й процентиля доверительного интервала. Условные обозначения: Policy rate — регулируемая ставка, IP — промышленное производство, CPI — инфляция, Credit (Mortgage) Spread — кредитный (ипотечный) спред, NEER — номинальный курс рубля, Ind. MOEX — индекс ММВБ, Credits и TB — кредиты и торговый баланс в реальном выражении.

Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

Рис. 4

(расширенная спецификация) либо отклики финансовых переменных такие же, либо наблюдается усиление контринтуитивных результатов (рост масштаба своеобразной «загадки» валютного курса; снижение ипотечного спреда) больше для рекурсивной идентификации: $-3,4$, $-0,4$ и $+0,04$ п. п. против $-0,4$, $-0,4$ и $+0,08$ п. п. для откликов курса, ипотечного и кредитного спредов соответственно. По-видимому, это связано с тем, что рекурсивная идентификация в большей степени неустойчива к включению финансовых показателей.

Проверка устойчивости оценок

Оценка динамических импульсных откликов на монетарные шоки может быть чувствительна к выбору идентификации, анализируемому периоду и спецификации модели (Coibion, 2012; Ramey, 2015). В данной работе мы проверяем устойчивость выводов модели по тем же характеристикам, что и в указанных работах.

Мы проверяем, являются ли некоторые полученные результаты следствием включения данных за кризисный период, в частности, следствием крупного шока в 2014 г., когда после повышения процентных ставок в условиях негативного финансового шока ускорилась инфляция. Для этого были выбраны равные подпериоды, на которых были оценены три рассмотренные выше спецификации: с января 2010 г. по июнь 2014 г., с июля 2015 г. по декабрь 2019 г. и с января 2013 г. по июнь 2017 г. (последний включает кризис 2014–2015 гг.). Поскольку включение новых переменных не влияет на знаки отклика, мы интерпретируем результаты расширенной спецификации.

На периодах, не включающих кризис 2014–2015 гг., в спецификациях открытой экономики инструменты оказались очень слабыми: робастная F -статистика не превышает 3 (табл. П.3 онлайн-приложения). Интересно, что в посткризисный период инструмент, рассчитанный как относительное изменение фьючерсных цен, слабее, чем в предкризисный период (F -статистика падает с 2,22 до 0,16), а инструмент, рассчитанный по паритету, становится более сильным (F -статистика увеличивается с 0,05 до 0,57). Это можно объяснить тем, что к началу 2015 г. Банк России завершил переход к плавающему курсу рубля и «чистому» управлению процентными ставками (Пестова, 2017). Иными словами, согласно нашим оценкам, на посткризисном периоде 2015–2019 гг. монетарный шок лучше описывает инструмент вмененных ставок («очищенный» от ожиданий курса). Поэтому далее мы построили комбинированный («склеенный») инструмент: до июля 2015 г. — инструмент, рассчитанный на основе валютных фьючерсов, а после — инструмент, рассчитанный по непокрытому паритету. Оценки расширенной спецификации на целом периоде демонстрируют в 2 раза большую F -статистику (22,58), что сравнимо с результатами зарубежных работ с устойчивыми сильными инструментальными переменными (табл. П.3 онлайн-приложения).

На периоде с января 2010 г. по июнь 2014 г. (рис. П.2 онлайн-приложения, правая колонка) в спецификациях открытой экономики

в ответ на неожиданное повышение процентной ставки укрепляется валютный курс, снижается фондовый индекс и, что важно, снижается ИПЦ — отсутствует «загадка цен». Кроме того, наблюдается рост премии за внешнее финансирование, растут спреды, при этом ипотечный спред, как и на всем однородном периоде, достигает большего пикового эффекта, чем кредитный (0,2 п. п. против 0,1 п. п.). Такой результат позволяет предположить, что процентная политика Банка России ухудшает кредитные условия в большей степени для домохозяйств, чем для фирм. Это согласуется с результатами из работы Мамонова (2018): на периоде 2008–2016 гг. экономический эффект процентной политики Банка России для розничного сегмента кредитного рынка вдвое больше, чем для корпоративного.

В идентификации по Холецкому на этом подпериоде контринтуитивные реакции спредов не наблюдаются, если дополнить модель до расширенной спецификации. Однако даже в случае модели с 9 эндогенными переменными некоторые отклики (инфляции и валютного курса) остаются незначимыми. При этом использование подхода внешних инструментов не порождает никаких «загадок» (рис. П.2 онлайн-приложения, правая колонка), результаты устойчивы в обеих спецификациях.

С июля 2015 г. по декабрь 2019 г. качество регрессии первого шага оказалось хуже, чем в предкризисный период¹¹. Из-за этого во всех спецификациях на данном периоде медианные отклики находятся вблизи нуля и незначимы (рис. П.4 онлайн-приложения). При этом сопоставление импульсных откликов на периодах с июля 2015 г. по декабрь 2019 г. и с января 2010 г. по июнь 2014 г. (рис. П.5 онлайн-приложения) указывает на то, что качественно отклики имеют одинаковый знак и масштаб, но на более позднем периоде из-за слабости внешних инструментов отклики идентифицируются неточно (широкие доверительные интервалы). Идентификация по Холецкому на периоде с июля 2015 г. по декабрь 2019 г. (рис. П.4 онлайн-приложения, левая колонка) дает значимые результаты, в целом сопоставимые с докризисным периодом (с 2010 г. по июнь 2014 г., см. рис. П.2 онлайн-приложения, левая колонка): так, на обоих периодах в рекурсивной идентификации наблюдаются снижение фондового индекса, рост кредитных спредов, ухудшение торгового баланса, уменьшение экономической активности, аппроксимированное индексом промышленного производства. При этом в период после острой фазы финансового кризиса 2014 г., в отличие от докризисного, стали наблюдаться значимые отрицательные реакции объемов банковского кредитования и ИПЦ, что свидетельствует о повышении действенности монетарной трансмиссии в более поздний период.

В период, включающий кризис, обе идентификации порождают «загадку цен» во всех спецификациях (рис. П.3 онлайн-приложения)¹². При этом для остальных переменных отклики почти идентичны: ре-

¹¹ Результаты доступны по запросу.

¹² В онлайн-приложении приведены результаты только расширенной спецификации открытой экономики.

курсивная идентификация не изменяет динамику откликов. Таким образом, идентификация с использованием внешних инструментальных переменных не решает «загадку цен» в период оценивания, включающий финансовый кризис 2014 г. Различие между идентификациями состоит в том, что для внешних инструментов отклик темпа роста цен становится почти в два раза меньше, чем для рекурсивной идентификации. Также в идентификации с внешними инструментами уменьшается амплитуда контринтуитивных откликов для некоторых финансовых переменных (ослабление валютного курса, рост индекса ММВБ). Это дает основание предположить, что высокочастотная идентификация несколько смягчает ряд «загадок» поведения финансовых переменных в кризисный период, однако не может их полностью исключить.

С точки зрения критики Лукаса, с изменением режима ДКП процесс формирования ожиданий экономическими агентами и их поведение также изменятся, а значит, трансмиссия шоков ДКП станет другой, что найдет отражение в изменении со временем импульсных откликов. За рассматриваемый период режим монетарной политики претерпел существенные изменения: если первый подпериод ассоциируется с переходом от таргетирования обменного курса к таргетированию инфляции, то третий подпериод — это полноценное таргетирование инфляции. Поэтому гипотеза о том, с чем конкретно связано появление «загадки цен», не верифицируема. В связи с этим были сделаны рекурсивные оценки: на периоде с января 2010 г. по декабрь 2019 г. было определено скользящее окно из 54 наблюдений и последовательно проведены оценки модели на равных подпериодах. Это позволяет сравнить динамику оценок в окрестности 2014–2015 гг.

Наличие «загадки цен» в этот период может быть связано или с особенностями рассчитанного инструмента, или специфики выборки, либо с действием канала издержек (*cost channel*). В период, включающий кризис, несколько раз изменялась монетарная политика: Банк России отпустил курс рубля в свободное плавание, ввел в действие режим инфляционного таргетирования. При этом именно в этот период, включающий всего 54 наблюдения, произошло самое сильное изменение валютного курса на всем периоде. Если посмотреть на динамику переменных валютного курса, фондового индекса и ипотечного спреда, то в январе 2015 г. эти переменные резко упали, и именно такие результаты показывают оценки всего подпериода. Обратимся к таблице П.3. На первом подпериоде остатки уравнения регулируемой процентной ставки и наиболее сильный инструмент (относительное изменение фьючерсных цен) связаны друг с другом отрицательно, на втором — положительно. Это указывает на возможные проблемы в идентификации монетарных шоков в периоды более высокой волатильности на финансовых рынках. Рекурсивные оценки функции импульсного отклика инфляции на шок ДКП показывают, что возникновение «загадки цен» в результатах связано с включением в выборку наблюдений конца 2014 — начала 2015 г. (рис. П.7 онлайн-приложения)¹³.

¹³ 3D-графики для рекурсивных оценок инфляции и остальных переменных в формате .fig размещены по ссылке: <https://yadi.sk/d/XrOSRXX9-EPseQ?w=1>

Далее мы еще раз сопоставляем оценки, полученные на двух под-периодах — с января 2010 г. по ноябрь 2014 г. и с января 2015 г. по декабрь 2019 г. (исключая шок декабря 2014 г.). Наибольшее значение для инструмента, рассчитанного по процентному паритету, наблюдается в январе 2015 г. (см. табл. 1), и его включение в оценки не порождает «загадки цен» (рис. П.5 онлайн-приложения). Это свидетельствует о том, что выявленный положительный импульсный отклик для инфляции на периоде 2013–2017 гг. может быть связан не с выбросом во временном ряде инструмента, а с некорректным измерением монетарного шока в связи с отходом в декабре 2014 г. от принятой методологии 30-минутного окна. Последнее связано с публикацией решения по ставке 16.12.2014 не в середине рабочего дня (обычно в 13:30), а в ночное время.

Включение в модель переменных-заменителей для кредитного и ипотечного спредов, ранее не включаемых в монетарные модели VAR, позволило учесть механизм издержек. Динамика спредов частично отражает изменения в издержках кредитования: их можно использовать в качестве переменной-заменителя для издержек внешнего финансирования. Как следует из результатов, в кризисный период, когда мы наблюдаем «загадку цен», отклики спредов меньше, чем на предкризисном и полном периодах. Это указывает на то, что выявленная «загадка цен» не обусловлена действием механизма издержек.

Исходя из проведенных расчетов, можно сделать следующий вывод. На однородном периоде 2010–2019 гг. возникает контринтуитивное поведение инфляции, что связано с включением эпизода финансового кризиса конца 2014 г. Появление «загадки цен» может быть связано с некоторыми аспектами идентификации, например с учетом структурного сдвига в конце 2014 г., о чем свидетельствуют рекурсивные оценки. Более жесткая идентификация (рекурсивная) также не показывает «загадку цен» на подпериодах, не включающих кризис, однако на полном однородном периоде несколько более устойчивыми оказываются внешние инструменты: гибкая идентификация с внешними инструментами лучше справляется с включением финансовых переменных в модель. Представленная идентификация не позволяет интерпретировать результаты для событий конца 2014 г. В целом, согласно нашим результатам, ужесточение ДКП сдерживает рост цен, увеличивает издержки кредитования, снижает экономическую активность и объемы кредитования, что не противоречит новокейнсианской теории.

Далее мы проверяем результаты на устойчивость к замене переменных. Учитывая открытый характер российской экономики, включим в модель экзогенные переменные: цену на нефть марки Brent, дефолтный, или корпоративный спред Ваа – Ааа (разность между показателями доходности облигаций Ааа и Ваа), кредитный спред (рассчитанный по методологии, описанной в: Gilchrist, Zakrajšek, 2012), или GZ-спред, дополнительную премию по облигациям на основе GZ-спреда.

В некоторых работах по развивающимся экономикам — экспортерам природных ресурсов в модель включается цена сырьевой экспортной корзины. На наш взгляд, цена на нефть — хорошая переменная-заменитель для экспортируемого из России сырья, поэтому мы включаем

эту переменную в альтернативные спецификации модели открытой экономики¹⁴. Показатели по экономике США нередко включают в модели прочих открытых экономик в качестве экзогенных, это связано с глобальным характером современной экономики и большой ролью США в мировой экономике. Выбор переменных обусловлен тем, что:

– изменения в корпоративных спредах отражают изменения в предпочтениях инвесторов по отношению к риску на развивающихся рынках (Caballero et al., 2019);

– кредитный спред (Gilchrist, Zakrajšek, 2012) также характеризует глобальные финансовые риски, но, в отличие от предыдущего показателя, аккуратнее рассчитан;

– дополнительная премия по облигациям есть очищенный от риска по дефолту GZ-спред и предиктор глобальных рецессий, лучший по сравнению со спредом в целом (Favara et al., 2016).

Использование дополнительной премии по облигациям несколько сужает доверительные интервалы оценок, однако не меняет динамику медианных откликов. Дополнительная премия по облигациям информативнее, поскольку отражает настроения на кредитном рынке (Gilchrist, Zakrajšek, 2012). Более точные индикаторы рисков мировой экономики обеспечивают более точный вывод. Помимо этого, были использованы реальный эффективный курс рубля вместо номинального, а также ставка денежного рынка MIACR вместо регулируемой ставки. Результаты, полученные выше, оказались устойчивы к замене переменных¹⁵. Использование альтернативного информационного критерия для определения числа лагов в случаях, когда разные информационные критерии показывали разные результаты, также подтвердило устойчивость полученных выводов¹⁶.

Полученные оценки позволяют судить о возможной работоспособности нескольких каналов денежно-кредитной трансмиссии в 2010–2019 гг. — процентного, валютного, балансового и банковского кредитования. К сожалению, нам не удалось проследить изменение их функционирования на периодах до и после кризиса 2014–2015 гг. ввиду слабости инструментов в 2015–2019 гг. Однако исходя из наших оценок можно заключить, что выявленная в эконометрических моделях «загадка цен» на периоде управления процентными ставками, по видимому, не связана с каналом издержек, приводящим к ускорению инфляции в ответ на неожиданное повышение ставки, что следует из отсутствия положительной реакции кредитных спредов на периоде, когда наблюдается «загадка цен».

¹⁴ Здесь и далее проверки на робастность были проведены на основе наиболее полной спецификации модели (расширенной спецификации для открытой экономики).

¹⁵ Результаты доступны по запросу.

¹⁶ Например, в случае оценок на всем периоде информационный критерий Акаике указал на два лага, при этом внешний инструмент (рассчитанный на основе валютных фьючерсов) становится сильным (F -статистика больше 10). В случае первого лага (в соответствии с оставшимися критериями) внешний инструмент становится несколько слабее (F -статистика около 7), импульсные отклики для инструмента, рассчитанного на основе паритета, становятся статистически значимыми. Однако в целом результаты согласуются с указанными для случая двух лагов (отклики торгового баланса и кредитного спреда в первые периоды становятся незначимыми).

Оценка модели влияния монетарного шока на инфляцию с учетом информационной компоненты

Одно из возможных объяснений «ценовой загадки» — отражение информации о валютных шоках в инструменте на этом временном промежутке. В периоды более высокой финансовой волатильности монетарные шоки, оцененные при помощи высокочастотных данных и рассчитанные по курсовым финансовым инструментам, улавливают ожидания как по ставке, так и по валютному курсу. При этом ожидания по валютному курсу могут быть слабо связаны с объявлением центрального банка об изменении регулируемой ставки (если политика ЦБ не оказывает определяющего воздействия на ожидания агентов по курсу, на это влияют другие факторы). Поэтому в результатах, помимо классических эффектов процентной политики, мы можем наблюдать эффект переноса курса рубля в цены.

Как правило, решения центрального банка по процентной политике сопровождаются комментарием по поводу общей макроэкономической ситуации и, следовательно, одно и то же решение по ставке (повышение, понижение ставки или сохранение ее на том же уровне) может сопровождаться разными прогнозами регулятора относительно инфляционных ожиданий и экономической ситуации в целом. Например, центральный банк может принять решение о снижении ключевой ставки как с целью стимулировать экономический рост в условиях низких инфляционных рисков, так и для купирования негативных последствий шоков в условиях кризиса. В первом случае действие регулятора означает отклонение от монетарного правила (монетарный шок), во втором отражает реакцию центрального банка на неожиданные шоки, отличные от денежно-кредитных. Иными словами, изменение ключевой ставки политики эндогенно по отношению к остальным макроэкономическим и финансовым переменным (например, к шокам валютного курса, ослабление которого ведет к росту ожидаемого инфляционного давления). Более того, при использовании 3-месячных фьючерсов при вычислении вмененной рублевой ставки полученные результаты могут отражать не только изменение ожиданий участников рынка относительно текущего уровня ключевой ставки, но и пересмотр траектории ожиданий относительно ее уровня по итогам следующего заседания Совета директоров Банка России.

В связи с обозначенной проблемой был применен следующий подход (Miranda-Agrippino, Ricco, 2019): на основе использования нового инструмента, «очищенного» от прошлой и будущей прогнозной информации по инфляции и выпуску, были рассчитаны функции импульсного отклика. Таким образом, на основе новых результатов можно сделать вывод о значимости пересмотра ожиданий для воздействия монетарной политики на экономику в краткосрочной перспективе.

В зарубежных исследованиях нередко используют данные «Зеленой книги», находящиеся в открытом доступе для заседаний Комитета по открытому рынку в США. Гертлер и Каради (Gertler, Karadi, 2015) использовали разницу между данными опросов экономистов и прогнозами ФРС. Это позволило авторам идентифицировать монетарные

шоки с исключением влияния частной информации регулятора. Оценки шоков ДКП «очистили» от прогнозов «Зеленой книги», а также от величины пересмотра ожиданий (Miranda-Agrippino, Ricco, 2019). Такая инструментальная переменная, получив в зарубежной литературе название «информационно устойчивой», позволила при моделировании предположить, что в прогнозах могут ошибаться как рынок, так и центральный банк, принимающий решения в области ДКП.

Среди российских прогнозов затруднительно найти аналог зарубежных. В данном исследовании использован следующий подход: чтобы учесть возможную асимметрию между информационными множествами центрального банка и частного сектора, мы «очистим» инструмент от общей информации и в качестве переменной-заменителя для пересечения рассматриваемых множеств возьмем прогнозы аналитиков Bloomberg по ключевой ставке, темпам роста ВВП и ценам. Это основные макроэкономические показатели, квартальные прогнозы по которым доступны для агентов финансового рынка. Оценим следующие регрессии для рассчитанных инструментов:

$$IV_t = \alpha_t + \sum_{j=-4}^4 \omega_j F_t^{public} x_{q+j} + \sum_{j=-4}^4 \vartheta_j [F_t^{public} x_{q+j} - F_{t-1}^{public} x_{q+j}] + \varepsilon_t, \quad (16)$$

где: IV_t — рассчитанный инструмент; x_{q+j} — ключевая ставка (темпы роста ВВП, инфляция); $F_t^{public} x_{q+j}$ — прогноз аналитиков Bloomberg на j кварталов вперед; ε_t — инструмент, «очищенный» от пересмотра ожиданий агентов финансового рынка.

В таблице 3 представлены оценки модели для устойчивого инструмента. Регрессии, представленные в столбцах (2) и (3), соответствуют «очищению» инструментов от прогнозов по ключевым макроэкономическим переменным и ключевой ставке. В интерпретации нам важна значимость коэффициента: если она есть, то инструмент зависит от пересмотра ожиданий и может быть неустойчив к отказу от предпосылки о совершенстве информации. Во всех регрессиях, кроме второй, для инструмента, рассчитанного по валютным фьючерсам, есть значимые независимые переменные и F -статистика значима как минимум на 10%-м уровне.

На рисунке 5 изображены инструменты, «очищенные» от общей информации (рассчитанные на основе валютных фьючерсов и непокрытого процентного паритета). Наибольшие расхождения для обеих пар инструментов наблюдаются в период, включающий кризис 2014–2015 гг. (рис. 6). Аналогичный результат был получен ранее: расхождения между инструментами, рассчитанными на основе рыночных ожиданий и с помощью устойчивого к информационным трениям подхода, особенно очевидны во время экономического кризиса (Miranda-Agrippino, Ricco, 2019).

Исходя из анализа импульсных откликов модели на однородном периоде, можно утверждать, что проблема учета в инструменте пересмотренных ожиданий не является причиной «загадки цен»: медианные отклики находятся в пределах прежних доверительных интервалов. Результаты устойчивы для обоих типов инструментов (рис. 7).

**Оценка регрессий инструмента
в зависимости от прогнозов аналитиков Bloomberg ($N = 89$)**

	Инструмент, рассчитанный по валютным фьючерсам			Инструмент, рассчитанный по непокрытому паритету		
	-1	-2	-3	-1	-2	-3
$F[Y_{t-1}]$	0,015 (0,034)	-0,032 (0,035)		0,199 (0,148)	0,058 (0,123)	
$F[CPI_{t-1}]$	-0,045* (0,026)	-0,007 (0,020)		0,104 (0,089)	0,010 (0,071)	
$\Delta F[Y_{t-4}]$	-0,201 (0,217)	0,084 (0,184)		-0,892** (0,415)	-1,074 (0,673)	
$\Delta F[Y_{t-3}]$	-0,179 (0,253)	0,136 (0,304)		0,605 (0,747)	-1,839** (0,862)	
$\Delta F[Y_{t-2}]$	0,041 (0,171)	-0,022 (0,122)		1,100** (0,541)	0,092 (0,601)	
$\Delta F[Y_{t-1}]$	-0,145 (0,154)	-0,179 (0,275)		0,253 (0,500)	-0,292 (0,604)	
$\Delta F[Y_t]$	0,306 (0,204)	0,531 (0,525)		-0,423 (0,888)	0,725 (0,901)	
$\Delta F[Y_{t+1}]$	-0,282 (0,240)	-0,341 (0,400)		1,138 (1,178)	-0,173 (1,280)	
$\Delta F[Y_{t+2}]$	-0,155 (0,214)	-0,427 (0,262)		0,101 (0,583)	0,413 (0,733)	
$\Delta F[CPI_{t-4}]$	-0,156 (0,096)	-0,034 (0,078)		-0,142 (0,243)	-0,033 (0,295)	
$\Delta F[CPI_{t-3}]$	0,151** (0,073)	0,062 (0,040)		-0,030 (0,203)	-0,389** (0,184)	
$\Delta F[CPI_{t-2}]$	-0,052 (0,055)	-0,038 (0,041)		0,073 (0,283)	0,3910 (0,296)	
$\Delta F[CPI_{t-1}]$	-0,030 (0,063)	0,068 (0,069)		0,010 (0,222)	-0,292 (0,253)	
$\Delta F[CPI_t]$	-0,040 (0,114)	0,002 (0,146)	0,034 (0,041)	-0,016 (0,417)	0,700 (0,490)	
$\Delta F[CPI_{t+1}]$	-0,125 (0,139)	-0,109 (0,224)	-0,058 (0,041)	0,831 (0,559)	-0,487 (0,553)	
$\Delta F[i_{t-4}]$	0,017 (0,074)		0,097*** (0,029)	-0,120 (0,242)		-0,488*** (0,097)
$\Delta F[i_{t-3}]$	-0,003 (0,085)		-0,405** (0,185)	0,544** (0,259)		0,222* (0,114)
$\Delta F[i_{t-2}]$	0,184* (0,094)		0,257 (0,228)	-0,824*** (0,227)		-0,716*** (0,084)
$\Delta F[i_{t-1}]$	-0,563*** (0,208)		0,615** (0,283)	0,181 (0,304)		0,181 (0,229)
$\Delta F[i_t]$	0,321 (0,235)		0,057 (0,035)	1,304*** (0,483)		1,089** (0,504)
$\Delta F[i_{t+2}]$	0,606** (0,274)		-0,420 (0,300)	-0,363 (0,426)		-0,614 (0,445)
$F[i_{t-1}]$	0,134** (0,058)			0,036 (0,171)		0,053 (0,074)
Константа	-0,838* (0,460)	0,163 (0,185)		-1,442 (1,463)	-0,468 (0,584)	-0,798 (0,695)
R^2	0,606	0,145	0,482	0,573	0,314	0,489
F	4,623***	0,823	10,761***	4,030***	2,231**	11,060***

Примечание. Прогнозы по ставке доступны, начиная с февраля 2012 г., поэтому число наблюдений равно 89. Также были оценены регрессии, представленные в столбце (2); число наблюдений для них равно 125. Результаты последних существенно не отличаются от полученных на меньшей выборке. Всего получено 12 инструментов. Количество горизонтов и лагов прогнозов выбрано исходя из условия отсутствия мультиколлинеарности и значимости переменных в модели. Наличие $F[]$ означает, что взят уровень прогнозного значения выпуска/инфляции/ставки, $\Delta F[]$ означает пересмотр ожиданий, различия в ожиданиях на определенную дату, сформированных в периоды t и $t-1$. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 5

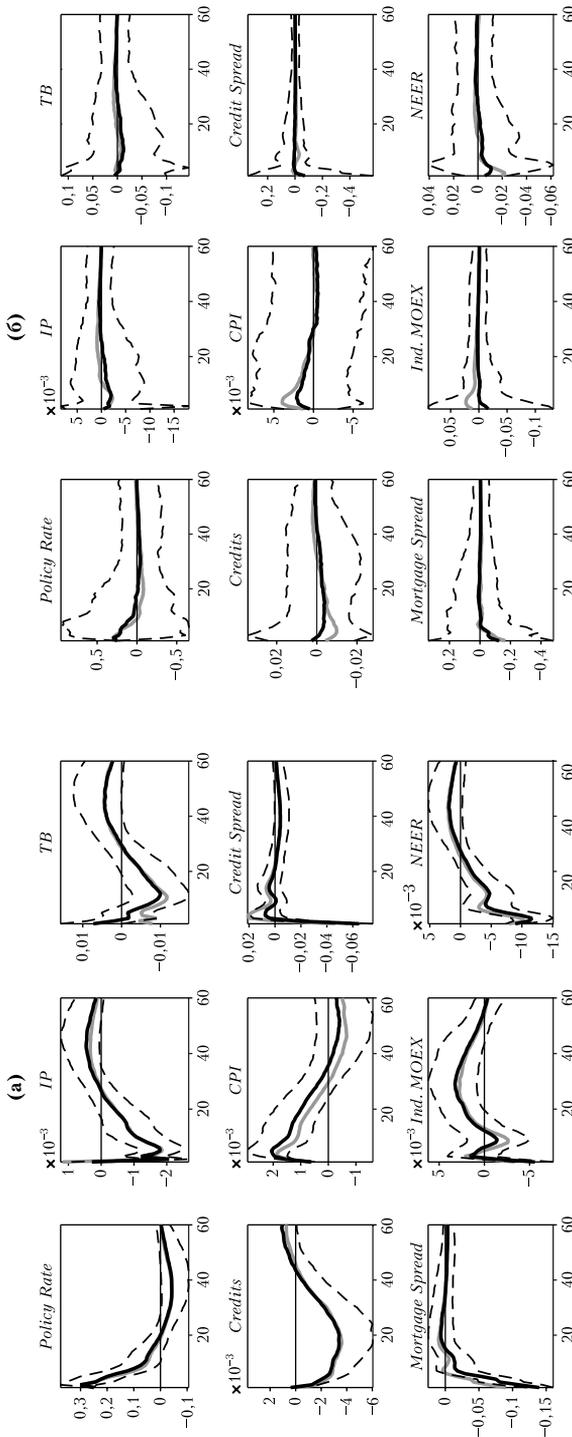


Источник: расчеты авторов.

Рис. 6

Дополнительно были рассчитаны функции импульсных откликов: на основе ограничения на знаки (табл. 4) выделено два типа шоков — «обычный» шок ДКП, понимаемый как отклонение от правила ДКП, и шок «forward guidance», отражающий пересмотр агентами своих ожиданий (такой подход см. в: Jarociński, Karadi, 2020). Согласно идентификации (Jarociński, Karadi, 2020), в ответ на повышение ожиданий по ставке в рамках 30-минутного окна доходность фондового индекса должна падать, поскольку агенты финансового рынка, принимая решения по покупке или продаже финансового актива, учитывают ожидаемую ставку в дисконтировании при расчете ожидаемой доходности. Так, если неожиданное увеличение доходности фондового индекса совпадает с неожиданным ростом ожидаемой процентной ставки, то положительный монетарный шок ФРС отражает реакцию регулятора

Функции отклика на шок монетарной политики в модели SVAR с 9 переменными (расширенная спецификация открытой экономики), идентификация — внешние инструменты



Регрессия первого шага: $\beta = 0.72$, F -стат. = 21,91, робастная F -стат. = 2,47.
Инструмент: фьючерс долл. — руб.

Регрессия первого шага: $\beta = 0.01$, F -стат. = 0,02, робастная F -стат. = 0,01.
Инструмент: непокрытый паритет.

Примечание. (а) — инструмент, рассчитанный как относительное изменение фьючерсных цен, (б) — инструмент, рассчитанный из непокрытого паритета процентных ставок. Сплошной линией обозначен медианный отклик (серого цвета — исходные инструменты, черного цвета — новые инструменты, полученные из регрессий в столбцах (1) таблицы 3), пунктирной — 16-й и 84-й процентилю доверительного интервала. Условные обозначения: Policy gate — регулируемая ставка, IP — промышленное производство, CPI — инфляция, Credit (Mortgage) Spread — кредитный (ипотечный) спред, NEER — номинальный курс рубля, Ind. MOEX — индекс ММВБ, Credits и TB — кредиты и торговый баланс в реальном выражении.

Источник: расчеты авторов по данным Банка России и интернет-ресурса «Финам».

Рис. 7

Идентифицирующие ограничения на знаки

Переменная	Структурные шоки		
	шок монетарной политики	информационный шок центрального банка	другие структурные шоки
Высокочастотные изменения ожидаемой процентной ставки	+	+	0
Высокочастотные изменения фондового индекса*	–	+	0
Низкочастотные переменные			

* Рассчитываются аналогичным образом как относительные изменения цены закрытия в 30-минутном окне. Данные были получены с ресурса информационного агентства «Финам» в разделе «Экспорт котировок», «Российские индексы», «RTSI».

Источник: Jarociński, Karadi, 2020.

на негативные внешние шоки. Напротив, если наблюдается противоположная направленность изменения в ожиданиях, то оцениваемый шок — неожиданное изменение в монетарной политике ЦБ.

Использование такого подхода в расширенной спецификации открытой экономики на российских данных показало, что оба типа шоков имеют место для наших оценок и дают импульсные отклики одинакового знака, что полностью согласуется с результатами применения другого подхода (Miranda-Agrippino, Ricco, 2019). Результаты приведены в онлайн-приложении (рис. П.6). Показано, что рассчитанные внешние инструменты могут содержать немонетарную информацию, однако не было найдено достаточно четких свидетельств того, что она может быть источником «ценовой загадки», появляющейся на однородном периоде.

* * *

В данной работе мы применили метод высокочастотной идентификации монетарных шоков для изучения источников «загадки цен» — роста инфляции в ответ на неожиданное повышение регулируемой ставки, часто появляющегося на российских данных результата в монетарных моделях SVAR. Наш вывод о причине появления «ценовой загадки» следующий: ее устойчивое проявление на российских данных связано не с использованием некорректной идентификации монетарных шоков в предшествующих работах, а с отдельным эпизодом монетарной политики — резким повышением ставки на фоне финансового шока в конце 2014 г. Из всех анализируемых подпериодов только на периоде, включающем кризис 2014–2015 гг., обнаруживается данная «загадка». Дополнительно мы показали, что оцененные эффекты монетарных шоков устойчивы к исключению немонетарной информации из внешних инструментальных переменных, используемых для идентификации монетарных шоков.

Анализ импульсных откликов на подвыборках, не включающих кризисный эпизод 2014 г., позволил сделать вывод, что ужесточение ДКП Банком России сдерживает инфляцию, ухудшает экономическую

активность и торговый баланс, приводит к укреплению курса рубля, снижает объемы кредитования и увеличивает кредитный и ипотечный спреды. Данные результаты соответствуют теоретическим работам и опыту эмпирических работ по другим открытым экономикам.

Список литературы / References

- Борzych О. А. (2016). Канал банковского кредитования в России: оценка с помощью TVP-FAVAR модели // Прикладная эконометрика. Т. 43. С. 96–117. [Borzykh O. A. (2016). Bank lending channel in Russia: A TVP-FAVAR approach. *Applied Econometrics*, Vol. 43, pp. 96–117. (In Russian).]
- Васильев Д., Бусыгин В., Бусыгин С. (2016). Проверка и интерпретация выполнения процентного паритета в России // Экономическая политика. Т. 11, № 4. С. 35–55. [Vasilyev D., Busygin V., Busygin S. (2016). Testing and interpreting uncovered interest parity in Russia. *Ekonomicheskaya Politika*, Vol. 11, No. 4, pp. 35–55. (In Russian).] <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2016-4-02>
- Гурвич Е. Т., Соколов В. Н., Улюкаев А. В. (2009). Анализ связи между курсовой политикой Центробанка России и процентными ставками: непокрытый и покрытый паритет // Журнал Новой экономической ассоциации. № 1–2. С. 103–126. [Gurvich E. T., Sokolov V. N., Ulyukaev A. V. (2009). The impact of the exchange rate policy on the interest rates: Uncovered and covered interest rate parity. *Journal of the New Economic Association*, No. 1–2, pp. 103–126. (In Russian).]
- Мамонов М. Е. (2018). Кредитный канал монетарной политики в России: микроэкономические оценки для розничного и корпоративного сегмента кредитного рынка // Журнал Новой экономической ассоциации. № 1. С. 112–144. [Mamonov M. E. (2018). Lending channel of monetary policy in Russia: Microeconomic estimates for retail and corporate segments of credit market. *Journal of the New Economic Association*, No. 1, pp. 112–144. (In Russian).] <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2018-37-1-5>
- Пестова А. (2017). Режимы ДКП Банка России: рекомендации для количественных исследований // Вопросы экономики. № 4. С. 38–60. [Pestova A. (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, No. 4, pp. 38–60. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2017-4-38-60>
- Пестова А. А. (2018). Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики // Вопросы экономики. № 2. С. 33–55. [Pestova A. A. (2018). On the effects of monetary policy in Russia: The role of the space of spanned shocks and policy regime shifts. *Voprosy Ekonomiki*, No. 2, pp. 33–55. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-2-33-55>
- Пестова А. А., Ростова Н. А. (2020). Экономические эффекты монетарной политики в России: о чем говорят большие массивы данных? // Вопросы экономики. № 4. С. 31–53. [Pestova A. A., Rostova N. A. (2020). Economic effects of monetary policy in Russia: What do large data sets tell us? *Voprosy Ekonomiki*, No. 4, pp. 31–53. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2020-4-31-53>
- Тишин А. (2019). Неожиданные шоки ДКП в России // Деньги и кредит. Т. 78, № 4. С. 48–70. [Tishin A. (2019). Monetary policy surprises in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, Vol. 78, No. 4, pp. 48–70. (In Russian).] <https://doi.org/10.31477/rjmf.201904.48>
- Caballero J., Fernández A., Park J. (2019). On corporate borrowing, credit spreads and economic activity in emerging economies: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, Vol. 118, pp. 160–178. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.11.010>
- Campbell J. R., Evans C. L., Fisher J. D. M., Justiniano A. (2012). Macroeconomic effects of Federal Reserve forward guidance. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 1–80. <https://doi.org/10.1353/eca.2012.0004>

- Cesa-Bianchi A., Thwaites G., Vicendoa A. (2020). Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach. *European Economic Review*, Vol. 123, pp. 103–375. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103375>
- Chaboud A. P., Wright J. H. (2005). Uncovered interest parity: It works, but not for long. *Journal of International Economics*, Vol. 66, No. 2, pp. 349–362. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.07.004>
- Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, pp. 1–45. <https://doi.org/10.1086/426038>
- Cieslak A., Schrimpf A. (2019). Non-monetary news in central bank communication. *Journal of International Economics*, Vol. 118, pp. 293–315. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.012>
- Coibion O. (2012). Are the effects of monetary policy shocks big or small? *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 4, No. 2, pp. 1–32. <https://doi.org/10.1257/mac.4.2.1>
- Cuestas J. C., Filipozzi F., Staehr K. (2015). Do foreign exchange forecasters believe in uncovered interest parity? *Economics Letters*, Vol. 133, pp. 92–95. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.05.029>
- Gertler M., Karadi P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, pp. 44–76. <https://doi.org/10.1257/mac.20130329>
- Gilchrist S., Zakrajšek E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 4, pp. 1692–1720. <https://doi.org/10.1257/aer.102.4.1692>
- Favara G., Gilchrist S., Lewis K. F., Zakrajšek E. (2016). Recession risk and the excess bond premium. *FEDS Notes*, No. 2016-04-08. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.1739>
- Feenstra R., Taylor A. (2008). *International macroeconomics*. New York: Worth.
- Fujii E., Chinn M. (2001). Fin de siècle real interest parity. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 11, No. 3–4, pp. 289–308. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(01\)00040-3](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(01)00040-3)
- Jarociński M., Karadi P. (2020). Deconstructing monetary policy surprises – The role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 12, No. 2, pp. 1–43. <https://doi.org/10.1257/mac.20180090>
- Kleibergen F., Paap R. (2006). Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, Vol. 133, No. 1, pp. 97–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>
- Lothian J. R. (2016). Uncovered interest parity: The long and the short of it. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 36, pp. 1–7. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.12.001>
- Mallick S. K., Sousa R. M. (2012). Real effects of monetary policy in large emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 16, No. S2, pp. 190–212. <https://doi.org/10.1017/S1365100511000319>
- Mertens K., Ravn M. O. (2013). The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 4, pp. 1212–1247. <https://doi.org/10.1257/aer.103.4.1212>
- Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2019). *The transmission of monetary policy shocks*. Paper presented at the DSGE/Macro Workshop, Frankfurt am Main, October 17.
- Nakamura E., Steinsson J. (2018). High-frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, No. 3, pp. 1283–1330. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy004>
- Ramey V. A. (2015). Macroeconomic shocks and their propagation. In: J. B. Taylor, H. Uhlig (eds.). *Handbook of macroeconomics*, Vol. 2. Elsevier, pp. 71–162. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003>
- Shibanov O., Slyusar A. (2019). *Interest rate surprises, analyst expectations and stock market returns: Case of Russia*. Unpublished manuscript.

The effects of monetary shocks on inflation: High-frequency approach

Viktoriya A. Bannikova^{1,2}, Anna A. Pestova^{1,3,*}

Authors affiliation: ¹ MGIMO University (Moscow, Russia);

² Lomonosov Moscow State University (Moscow, Russia);

³ CERGE-EI, Charles University (Prague, Czech Republic).

* Corresponding author, email: anna.pestova@cerge-ei.cz

Commonly used in monetary VARs identification schemes yield to a high-frequency approach as they tend to raise different empirical puzzles reported in the literature. However, financial markets in some open economies are not sufficiently liquid to provide minute bars data on interest rate financial instruments. This paper fills this gap employing a new series of high-frequency monetary policy surprises with USD/RUB currency futures and spot instruments. We find that a monetary tightening is contractionary without price puzzle and other paradoxes about financial variables. This result is robust for the period 2010–2019 apart from the crisis of 2014–2015 when the free floated ruble was devalued due to the sharp decline in oil prices. We also decompose surprises on monetary policy shocks – changes in the expected interest rate, and an information component – the information simultaneously conveyed by the central bank like an assessment of the economic outlook. We find that the former one significantly affects monetary policy surprises that does not confirm a hypothesis about substantial impact of non-monetary news on the external instrument.

Keywords: monetary policy, open economies, VARs, market-based expectations, external instruments.

JEL: C32, E31, E44, E52, E58, G14.

Асимметричные эффекты денежно-кредитной политики в регионах России

О. А. Демидова¹, Е. Е. Карнаухова¹, Д. А. Коршунов²,
А. А. Мясников^{1,3}, С. Ф. Серегина¹

¹ *Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики» (Москва, Россия)*

² *Банк России (Москва, Россия)*

³ *Российский экономический университет
имени Г. В. Плеханова (Москва, Россия)*

В работе проанализировано неоднородное влияние денежно-кредитной политики на темпы роста реальных среднедушевых доходов в 79 регионах России за период со II кв. 2015 г. по IV кв. 2019 г. с учетом действия трансмиссионных механизмов и наличия пространственных эффектов. Анализ проведен с использованием панельных данных и пространственной авторегрессионной модели. Рассчитаны индивидуальные прямые эффекты изменения ключевой ставки для каждого исследуемого региона. Полученные результаты свидетельствуют об отрицательной связи между изменением ключевой ставки и темпами роста реальных доходов. При этом наблюдается асимметричное влияние ключевой ставки на темпы роста в разных регионах. Значимые характеристики, влияющие на неоднородность эффектов, — промышленный состав региона и концентрация малых предприятий. Выявлены значимые пространственные взаимосвязи: эффект влияния российских регионов друг на друга оказался положительным. Результаты данной работы согласуются с выводами, полученными в исследованиях, в которых были проанализированы эффекты монетарной политики в разных странах.

Демидова Ольга Анатольевна (demidova@hse.ru), к. ф.-м. н., доцент департамента прикладной экономики факультета экономических наук НИУ ВШЭ; *Карнаухова Елизавета Евгеньевна* (eekarnaukhova@edu.hse.ru), студентка 1 курса магистерской программы «Прикладная экономика» НИУ ВШЭ; *Коршунов Дмитрий Александрович* (KorshunovDA@cbr.ru), советник ГУ Банка России по Центральному федеральному округу; *Мясников Александр Алексеевич* (amyasnikov@hse.ru), к. э. н., доцент департамента теоретической экономики факультета экономических наук НИУ ВШЭ, доцент кафедры политической экономики и истории экономической науки РЭУ им. Г. В. Плеханова; *Серегина Светлана Федоровна* (sseregina@hse.ru), д. э. н., проф. департамента теоретической экономики факультета экономических наук НИУ ВШЭ.

Ключевые слова: монетарная политика, региональная асимметрия, трансмиссионный механизм, пространственная эконометрика, российская экономика.

JEL: E52, R11, R12.

Монетарная политика воздействует на экономику с помощью определенного набора инструментов. В России основным инструментом денежно-кредитной политики (далее — ДКП) в настоящее время является ключевая ставка¹, изменения которой влияют на инфляцию и экономическую активность через каналы трансмиссионного механизма ДКП². Но может ли единая ДКП, предполагающая реализацию определенной цели, достигать одинаковых результатов во всех регионах страны? Различные регионы могут иметь разную отраслевую структуру, доли предприятий малого и среднего бизнеса, могут отличаться степенью открытости экономики, а также другими важными характеристиками, ввиду чего последствия изменения ключевой ставки для отдельных регионов могут оказаться неодинаковыми — необходимо учитывать это при изучении влияния ДКП на экономическую активность на уровне отдельных регионов.

Между регионами существуют определенные взаимосвязи — торговые, финансовые, миграционные и др. Это неизбежно приводит к тому, что экономические процессы в одном регионе могут в той или иной степени влиять на ситуацию в соседних регионах. Если не принимать во внимание указанные взаимосвязи, то оценка воздействия ДКП на экономику отдельных регионов может оказаться смещенной (Anselin, 1988; Elhorst, 2003; Furceri et al., 2019). По этой причине анализ влияния ключевой ставки на экономическую активность регионов необходимо проводить с учетом пространственных эффектов³.

Исследования асимметричного воздействия единой монетарной политики на экономическую активность регионов проводились для ряда стран с существенной региональной дифференциацией⁴. Однако для

¹ «Основным инструментом денежно-кредитной политики Банка России является ключевая ставка. Изменяя ключевую ставку, Банк России воздействует на динамику процентных ставок в экономике, которая в свою очередь влияет на внутренний спрос и инфляцию» (https://www.cbr.ru/dkp/objective_and_principles/).

² «В современной экономической теории и практике механизм, через который денежно-кредитная политика воздействует на экономику и инфляцию, называют трансмиссионным механизмом и выделяют в его составе различные каналы... Принимая решение по денежно-кредитной политике, Банк России оценивает, как влияние этого решения будет распространяться по каждому из основных каналов трансмиссионного механизма, опираясь на имеющиеся оценки силы и скорости трансмиссии на каждом этапе, а также учитывая действие немонетарных факторов» (Банк России, 2019).

³ Пренебрежение ролью и значением пространственных эффектов нередко называют одной из существенных причин не вполне точных оценок последствий шоков монетарной политики наряду с проблемой эндогенности в идентификации самих шоков (Furceri et al., 2019; Romer, Romer, 2004; Ramey, 2016).

⁴ Такие исследования были проведены, например, для Германии (Arnold, Vrugt, 2004), США (Furceri et al., 2019; Carlino, DeFina, 1999), Испании (Rodríguez-Fuentes, Dow, 2003), Великобритании (Dow, Montagnoli, 2007), стран еврозоны (Anagnostou, Papadamou, 2014), Пакистана (Faraz, Iftikhar, 2020), Индонезии (Ridhwan et al., 2014), Италии (Salvatore et al., 2021) и др.

России исследования асимметричных эффектов монетарной политики в региональном аспекте пока не получили широкого распространения. В данной статье предпринята попытка начать восполнение указанного пробела и проанализировать влияние ДКП Банка России на регионы с учетом работы трансмиссионных каналов и наличия пространственных взаимосвязей.

Обзор литературы

Существует обширная литература, посвященная работе каналов трансмиссионного механизма ДКП⁵. Обычно выделяют канал процентной ставки, кредитный канал, каналы валютного курса, инфляционных ожиданий и др.⁶ В данной работе в соответствии с принятой в литературе стратегией идентификации каналов через те или иные индикаторы мы попытаемся определить, связаны ли различия в реакции регионов РФ на изменение ключевой ставки с работой каналов трансмиссионного механизма монетарной политики и пространственными эффектами. Будут проанализированы процентный, широкий кредитный и валютный каналы.

Действие *процентного* канала основано на том, что изменение ключевой ставки влияет на ставки всех сегментов финансового рынка и, соответственно, на спрос на финансовые продукты со стороны компаний и населения, меняя их инвестиционное и потребительское поведение. Считается, что различные виды экономической деятельности обладают неодинаковой чувствительностью к изменению процентной ставки (Ridhwan et al., 2014). В ряде исследований авторы находят, что наиболее сильно на изменение ставки реагируют обрабатывающая промышленность, строительство и оптовая торговля (Carlino, DeFina, 1998, 1999; Ridhwan et al., 2010; Пестова и др., 2019; Faraz, Iftikhar, 2020). С учетом этого неоднородность воздействия процентного канала связывают со структурой производства в регионах — соотношением разных видов экономической деятельности⁷.

Кредитный канал трансмиссионного механизма ДКП связывают с условиями функционирования и несовершенствами кредитного рынка⁸. Изменение процентной ставки влияет на финансовое положение

⁵ Например, см.: Дробышевский и др., 2008; Леонтьева, 2013; Могилат, 2017; Моисеев, 2002 и др.

⁶ В соответствии с позицией Банка России, «в российской экономике ключевым каналом является процентный, значимыми являются также канал инфляционных ожиданий, кредитный и валютный каналы. Другие каналы трансмиссионного механизма, выделяемые в экономической литературе (балансовый канал, канал благосостояния, канал принятия риска, канал денежных потоков), также играют определенную роль в функционировании трансмиссионного механизма, но менее значимы» (Банк России, 2019).

⁷ Ряд авторов связывают работу процентного канала также с рынком жилья и, в частности, с различными уровнями цен на жилье в разных регионах (Furceri et al., 2019; Beraja et al., 2019).

⁸ Теоретическое обоснование кредитного канала можно найти в работах: Bernanke, Gertler, 1995; Gertler, Gilchrist, 1993; Bernanke, Blinder, 1988; Kashyap, Stein, 1994a; и др.

ние как заемщиков, так и кредиторов. Соответственно, в кредитном канале нередко выделяют две составляющие — балансовый канал и канал банковского кредитования (первый часто отождествляют с широким кредитным каналом, а второй часто называют узким кредитным каналом). Работа балансового канала обусловлена тем, что изменение процентных ставок — например, их рост — ухудшает балансы и сокращает чистые денежные потоки компаний, снижая рыночную стоимость их активов, которые могут служить обеспечением по кредитам. Фирмы, не имеющие свободного доступа на кредитный рынок и возможностей обратиться к другим способам финансирования, будут вынуждены сокращать инвестиции, выпуск и занятость⁹. В этих условиях поведение крупных и мелких фирм может существенно различаться (Gertler, Gilchrist, 1993): в периоды ужесточения монетарной политики малым фирмам значительно сложнее, чем крупным, заменить кредит другими способами финансирования. Следовательно, малые фирмы в большей степени зависят от банковского кредитования, и изменение ключевой ставки должно сильнее влиять на их экономическое положение. В соответствии с такой логикой большая концентрация малых фирм в экономике региона делает ее более чувствительной к изменению ДКП. Показателем концентрации малых фирм может служить как их доля в общем количестве компаний (Arnold, Vrugt, 2004; Ridhwan et al., 2014), так и доля занятых на малых предприятиях в общем числе занятых в экономике региона (Furceri et al., 2019).

Изменение процентных ставок влияет на балансы не только заемщиков, но и самих банков, меняя рыночную стоимость их активов и капитал, что, в свою очередь, может изменять объемы кредитных операций¹⁰. С изменением процентных ставок меняется и стоимость привлечения средств для банков. На этом основана работа узкого кредитного канала. В условиях ужесточения монетарной политики небольшие местные банки бывают вынуждены снижать объемы выданных кредитов, что неизбежно отражается на экономической активности, особенно с учетом того, что в регионах может функционировать много фирм-заемщиков, деятельность которых существенно зависит от таких банков. Поэтому чем выше доля малых банков в экономике региона, тем более чувствительна последняя к изменению ДКП (Arnold, Vrugt, 2004; Ridhwan et al., 2014; Furceri et al., 2019). В исследованиях, проведенных для российской экономики, авторы обращают внимание на высокую неоднородность банковской системы и различную степень реакции на импульсы ДКП в зави-

⁹ Работу широкого кредитного канала часто объясняют, используя модель финансового акселератора Бернанке — Гертлера, демонстрирующего усиление колебаний деловой активности в условиях несовершенного финансового рынка в связи с изменением финансового состояния заемщика и, соответственно, премии за внешнее финансирование в ответ на шоки монетарной политики. См.: Bernanke, Gertler, 1995; Hubbard, 1995.

¹⁰ В масштабах российской банковской системы данный канал влияния процентных ставок на объемы кредитования (узкий кредитный канал трансмиссионного механизма) ограниченно значим, так как большинство российских банков имеет достаточный запас собственного капитала (Банк России, 2019).

симости от характеристик банков (Борзых, 2016; Зюзина, Егоров, 2015; Мамонов, 2018)¹¹.

Работу валютного канала трансмиссионного механизма обычно описывают через условие непокрытого процентного паритета. Изменение ключевой ставки меняет сравнительную привлекательность вложений в рублевые и валютные финансовые инструменты, что приводит к изменению курса рубля. Однако влияние ДКП на экономическую активность через валютный канал не имеет однозначной оценки. С одной стороны, при увеличении ключевой ставки национальная валюта в странах с плавающим курсом обычно укрепляется, что влечет за собой снижение выручки (в национальной валюте) предприятий, которые осуществляют экспорт (Hayo, Uhlenbrock, 2000), а в дальнейшем и физических объемов экспорта; в то же время увеличивается спрос на импорт. Вследствие снижения чистого экспорта уменьшается совокупный доход (Леонтьева, 2013). Одновременно с этим укрепление национальной валюты вызывает удешевление импорта, что сокращает издержки предприятий с высокой долей импортного сырья, материалов или оборудования. Помимо этого, соответствующая переоценка внешнего долга сокращает затраты на его обслуживание. Эти и другие факторы могут существенно снизить отрицательное влияние укрепления национальной валюты на выпуск. В то же время эмпирические исследования свидетельствуют о преобладании прямого эффекта для российской экономики (Бадасен и др., 2015).

Согласно такой логике, чем выше в экономике доля экспортоориентированных предприятий, тем она должна быть более чувствительной к изменению ключевой ставки. Показателем степени экспортной ориентации экономики может служить доля экспорта в валовом продукте (Arnold, Vrugt, 2004; Ridhwan et al., 2014). С другой стороны, фирмы, более ориентированные на экспорт, в меньшей степени подвержены влиянию ДКП (Ber et al., 2001). Например, в условиях сдерживающей монетарной политики такие фирмы могут привлекать кредиты на внешних рынках, что дает им возможность поддерживать уровень инвестиций и производства¹². В таком случае чем более открыта экономика, тем она менее чувствительна к воздействию монетарных шоков (Ber et al., 2001). В ряде исследований, посвященных валютному каналу транс-

¹¹ Анализ механизмов работы кредитного канала ДКП в российской экономике позволил сделать вывод о том, что для небольших банков можно наблюдать ослабление работы канала с ростом обеспеченности банков собственным капиталом и абсолютно ликвидными активами (только в розничном сегменте) и усиление с ростом вложений банков в корпоративные облигации (как в розничном, так и в корпоративном сегментах кредитного рынка). Последнее можно объяснить высокой корреляцией между инструментом ДКП и доходностью корпоративных облигаций (Мамонов, 2018). В то же время следует отметить, что гетерогенность реакции банков на ДКП в плане возможностей кредитования экономики, связанная с такими характеристиками банков, как размер, уровень капитализации, качество кредитного портфеля и др., существенно усложняет анализ кредитного канала на региональном уровне (Мамонов, 2018; Борзых, 2016).

¹² Аналогичные эффекты прослеживаются и в банковской деятельности. По мере ее глобализации влияние монетарной политики на внутреннее кредитование становится более слабым — снижается действенность кредитного канала, а центральные банки сталкиваются со снижением эффективности стандартных инструментов своей политики (Cetorelli, Goldberg, 2012).

миссионного механизма, его значимость не подтверждалась (Arnold, Vrugt, 2004; Ridhwan et al., 2014). В частности, нечувствительность секторов российской экономики, ориентированных на экспорт, к шокам процентной политики Банка России была подтверждена в работе А. Пестовой с соавторами (Пестова и др., 2019).

Проблема асимметрии¹³ монетарной политики на уровне регионов с учетом работы каналов трансмиссионного механизма ДКП стала активно обсуждаться примерно с середины 1990-х годов. Анализ специфики отдельных штатов США был дополнен исследованиями асимметрии эффектов монетарной политики в рамках еврозоны, а также в ряде стран со значительной региональной дифференциацией. Отметим некоторые публикации.

В работе Дж. Карлино и Р. Дефины (Carlino, DeFina, 1998) отмечается, что влияние монетарной политики на экономику обычно рассматривается как единое для всей страны; при этом остается за кадром тот факт, что страна состоит из многих регионов и их реакция на проводимую политику может быть различной¹⁴. Был проведен анализ влияния монетарной политики на реальные личные доходы в 8 регионах США в период с I кв. 1958 г. по IV кв. 1992 г. Результаты исследования, полученные с использованием модели VAR, показали разную реакцию регионов на изменение ставки по федеральным фондам (FFR, Federal Funds Rate), которая была использована в качестве индикатора монетарной политики. Процентный канал трансмиссионного механизма оказался значимым в объяснении асимметрии отклика доходов на монетарную политику: чем выше доля обрабатывающей промышленности в ВРП, тем сильнее чувствительность региона к проводимой политике. Кроме того, концентрация малых фирм также имела значение, что подтверждало работу широкого кредитного канала. В статье 1999 г. эти авторы провели аналогичный анализ для того же временного периода, но уже для 48 штатов (Carlino, DeFina, 1999), подтвердив асимметричность воздействия монетарной политики на экономическую активность, а также значимость процентного канала трансмиссионного механизма. Не подтвердилось функционирование широкого канала кредитования, идентифицируемого через долю малых фирм, а узкий кредитный канал, работа которого идентифицировалась концентрацией малых банков в регионах, оказался значимым: чем выше была доля малых банков, тем меньшее влияние оказывали шоки монетарной политики на экономическую активность штатов. Данный результат противоречил выводам, полученным ранее (Kashyap, Stein, 1994b).

В исследовании асимметричных эффектов монетарной политики в Германии (Arnold, Vrugt, 2004) были проанализированы го-

¹³ Термин «асимметрия» в литературе по ДКП может иметь разное толкование. Под асимметрией понимается различное воздействие монетарной политики на экономическую активность в зависимости от характера политики — сдерживающая или стимулирующая, от силы шока политики — сильный или слабый, от периода действия политики — в периоды рецессий или подъемов, а также от размеров и структуры экономики стран или регионов. В этом последнем значении термин используется в настоящей работе.

¹⁴ Например, см.: Gachter et al., 2012; Eichengreen, 1993; Altavilla, 2004; Wortmann, Stahl, 2016 и др.

довые данные за 1970–2000 гг. по 10 регионам Западной Германии (в связи с отсутствием данных по Восточной Германии до 1991 г.). Индикатором экономической активности в регионах выступал реальный ВРП. С использованием модели VAR авторы оценили влияние изменения номинальной краткосрочной процентной ставки на экономическую активность в регионах. Было протестировано функционирование процентного, кредитного (широкого и узкого) и валютного каналов трансмиссионного механизма. Результаты, полученные с использованием функций импульсного отклика, показали различную реакцию регионов на шоки монетарной политики. В объяснении различий оказалась значимой доля обрабатывающей промышленности и услуг в ВРП.

Анализ асимметричных эффектов монетарной политики для регионов Пакистана (Faraz, Iftikhar, 2020) подтвердил гипотезу о неодинаковом влиянии изменения ставки CMR (call money rate, аналогична ставке FFR для США) на ВРП. Используя квартальные данные за 1982–2010 гг. с помощью модели VAR и функций импульсного отклика, авторы показали, что регионы, в которых доля обрабатывающей промышленности в валовом продукте выше, и регионы с более высокой концентрацией малых фирм более чувствительны к изменениям политики центрального банка, что подтвердило работоспособность процентного и широкого кредитного каналов трансмиссионного механизма на уровне провинций Пакистана.

Методология, аналогичная использованной для исследования регионов Пакистана, была применена для анализа асимметричных эффектов ДКП в Индонезии за 1990–2007 гг. (Ridhwan et al., 2014). В качестве индикатора ДКП была взята процентная ставка денежного рынка, которую косвенно таргетирует Банк Индонезии. Авторы сделали вывод о различной реакции экономики регионов на изменение индикатора ДКП как по величине отклика, так и по его длительности. Была подтверждена значимость трех каналов — процентного, широкого и узкого кредитных каналов — для передачи импульса монетарной политики.

В исследовании влияния монетарной политики на реальный ВРП регионов Италии (Salvatore et al., 2021) в качестве индикатора ДКП была использована краткосрочная теневая ставка (short shadow rate, SSR), которая не ограничена снизу и может принимать отрицательные значения, отражая эффекты мер нетрадиционной монетарной политики¹⁵. Анализ был проведен для 20 регионов Италии с помощью модели GVAR на данных с I кв. 2000 г. по IV кв. 2016 г. Важно отметить, что в данном исследовании были учтены пространственные эффекты, возникающие между различными регионами страны: использована матрица пространственных весов, сформированная исходя из наличия торговых связей между регионами. Результаты исследования показали, что увеличение ВРП при проведении стимулирующей монетарной политики было неодинаковым для разных регионов страны. На асимметричность эффектов ДКП повлияли

¹⁵ Например, см.: Wu, Xia, 2014; Krippner, 2015a, 2015b; Damjanović, Masten, 2016.

пространственные взаимодействия регионов, неоднородность их социально-экономических характеристик, а также различия в работе трансмиссионного механизма монетарной политики, обусловленные значительной региональной дифференциацией банков по размеру и уровню капитализации.

В одной из последних публикаций по данной тематике исследованы асимметричные эффекты шоков монетарной политики для регионов США с учетом работы каналов трансмиссионного механизма (Furceri et al., 2019). (Экзогенные шоки политики ФРС были рассчитаны по методике, предложенной К. и Д. Ромерами (Romer, Romer, 2004).) Пространственные эффекты учитывались в модели с помощью матрицы пространственных весов, построенной по принципу географического соседства штатов. Используя пространственные функции импульсного отклика, авторы исследовали влияние шоков ДКП на реальные личные доходы в 50 штатах в кратко- и среднесрочной перспективе, используя данные за 1969–2008 гг. Подтвердив отрицательную связь изменений реальных личных доходов с шоками монетарной политики, авторы выявили существенные различия между штатами в реакции доходов на эти шоки. В объяснении этой асимметрии оказались значимыми параметры, свидетельствующие о работе процентного и обоих кредитных каналов трансмиссионного механизма ДКП, а также канала, связанного с рынком недвижимости. Помимо этого, результаты исследования показали, что влияние шоков ДКП было усилено наличием пространственных связей между штатами. По мнению авторов, асимметрия, наблюдаемая в последствиях шоков монетарной политики на уровне штатов, свидетельствует о сложности проведения единой ДКП и необходимости более пристального внимания к ее региональным аспектам.

Таким образом, существует довольно обширная литература, посвященная асимметрии монетарной политики на региональном уровне с учетом эффективности работы отдельных каналов трансмиссионного механизма ДКП. В этой литературе сделан принципиальный вывод об асимметричном влиянии ДКП на регионы ввиду их неоднородности. Помимо этого, в ряде работ сделан акцент на необходимости учитывать пространственное взаимодействие регионов; если не учитывать такое взаимодействие, то оценки могут быть смещенными.

Аналогичные исследования для российских регионов пока не получили широкого распространения, и мы видим свою задачу в том, чтобы начать работу в этом направлении с учетом имеющихся ограничений доступных данных. Длина временных рядов, которые мы можем использовать, существенно меньше, чем в перечисленных работах, что затрудняет применение моделей VAR. Основной акцент в нашей статье, как и в работе, из которой мы заимствуем методологию (Furceri et al., 2019), несколько модифицируя ее, сделан на учете пространственных связей между регионами с применением пространственно-эконометрического инструментария. В этом случае требуется применять пространственные модели VAR (SpVAR), литература по которым весьма ограничена (например, см.: Beenstock, Felsenstein, 2007); инструментарий для случая, когда количество временных интервалов

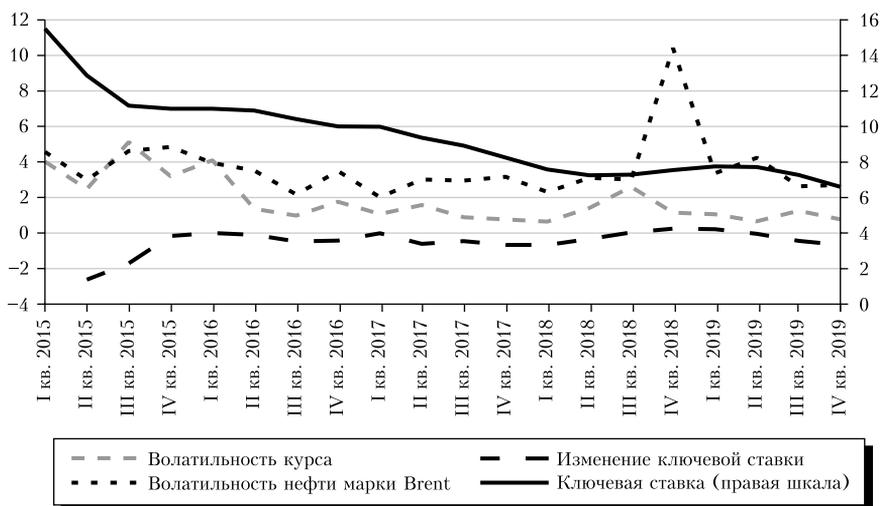
гораздо меньше, чем количество регионов, по нашей информации, еще ждет своих исследователей.

Данные

Для формирования зависимой переменной в настоящем исследовании использованы данные по среднедушевым денежным доходам населения каждого из изучаемых регионов в базовых ценах III кв. 2014 г. Пересчет номинальных доходов в реальные осуществлен с использованием индексов потребительских цен, рассчитываемых Росстатом отдельно для каждого региона. Реальные доходы населения часто используются для характеристики экономической активности регионов наряду с ВРП. Выбор в пользу реальных доходов в текущем анализе обусловлен большей частотностью публикуемых данных по доходам (квартальные данные) по сравнению с ВРП (годовые данные). Для исследования использованы данные за период с I кв. 2015 г. по IV кв. 2019 г. Анализ проведен для 79 субъектов РФ, в отношении которых доступны необходимые сведения за весь анализируемый период.

В качестве индикатора ДКП Банка России использовано изменение ключевой ставки, рассчитанное как разность ключевой ставки в текущем квартале и предыдущем квартале¹⁶. Ключевая ставка в России менялась достаточно часто за период 2015–2019 гг.; в основном эти изменения были связаны со снижением ставки (см. рисунок).

**Ключевая ставка в России (в %)
и волатильность валютного курса (руб.)
и фьючерсов на нефть марки Brent (долл.) в 2015–2019 гг.**



Источник: расчеты авторов на основе данных Банка России и портала <https://www.quandl.com>

Рис.

¹⁶ В качестве значения ключевой ставки за квартал принят уровень ставки, преобладающий в течение данного квартала.

Наш выбор индикатора ДКП может приводить к проблеме эндогенности (Romer, Romer, 2004; Voivin et al., 2010; Furceri et al., 2019). Впрочем, по нашему мнению, из-за регионального характера используемой нами зависимой переменной масштаб проблемы эндогенности несколько сокращается. В самом деле, если Банк России при принятии решений об изменениях ключевой ставки руководствуется, в первую очередь, показателями экономической статистики на национальном уровне, в то время как цикличность деловой активности в российских регионах не проявляет идеальной синхронизированности, то решения Банка России будут содержать значительный экзогенный компонент относительно рассматриваемой нами зависимой переменной. Тем не менее необходимо отметить, что в силу возможной эндогенности полученные нами в настоящем исследовании оценки воздействия ДКП на зависимую переменную могут быть смещены вниз по абсолютной величине (Furceri et al., 2019).

Для минимизации проблемы возможной эндогенности мы оценили регрессии, в которых в качестве индикатора шоков ДКП были использованы остатки из оцененного нами простого правила Тейлора, записанного в первых разностях из-за ненаблюдаемости потенциального ВВП как:

$$di_t = \beta_0 + \beta_1 d\pi_t + \beta_2 dy_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где: di_t — изменение ключевой ставки в квартале t ; $d\pi_t$ — изменение годовичного темпа инфляции в квартале t по сравнению с предыдущим кварталом; dy_t — первая разность натурального логарифма ВВП в квартале t .

Поскольку центральный банк при принятии решений по процентной ставке может ориентироваться не только на фактические, но и на ожидаемые темпы инфляции, мы также оценили разновидности правила Тейлора с включением в них инфляционных ожиданий центрального банка (в отсутствие данных о поквартальных инфляционных ожиданиях ЦБ РФ в качестве таких ожиданий мы взяли фактические темпы инфляции будущих кварталов, исходя из распространенной в литературе точки зрения, что центральные банки достаточно хорошо прогнозируют динамику ключевых макроэкономических переменных). Все регрессоры, кроме фактической инфляции в квартале изменения ставки, оказались незначимыми, в связи с чем в качестве оценок шоков ДКП мы использовали остатки из регрессии изменения ключевой ставки на изменение темпа инфляции в текущем квартале с включением постоянного члена, отражающего общую тенденцию к смягчению ДКП ЦБ РФ в течение анализируемого периода.

Для устранения проблемы эндогенности мы также предприняли попытку инструментировать изменение ключевой ставки через волатильность курса рубля к валютной корзине «евро/доллар» и волатильность фьючерсов на нефть марки Brent (см. динамику соответствующих переменных на рисунке)¹⁷. К сожалению, данные инструменты

¹⁷ Авторы благодарят анонимного рецензента за идею применения данных инструментов.

оказались нерелевантными (незначимыми в совокупности), ввиду чего мы отказались от их использования.

В качестве контрольных были выбраны следующие переменные:

— общая для всей национальной экономики переменная: разность между средней ценой нефти марки Brent в текущем и предыдущем периоде¹⁸;

— индивидуальные для каждого региона переменные: разность уровней безработицы в текущем и предыдущем периодах, уровень образования, доля городского населения. Уровень образования представлен долей занятого населения, имеющего высшее образование. Наличие высшего образования предполагает возможность быть более производительным работником, активнее реагировать на инновации, что может ускорять рост доходов, поэтому более высокая доля работников с высшим образованием может оказывать положительное влияние на средние темпы прироста доходов населения.

Более высокая доля населения, проживающего в городах, также может быть положительно связана с темпами прироста доходов. Города отличаются более развитым рынком труда и экономикой в целом. Доходы городского населения в большей степени подвержены изменениям (в том числе в ответ на меры экономической политики), в то время как значительную долю доходов сельских жителей составляют пенсии (вследствие более высокой доли населения старших возрастов и меньшего числа работающих пенсионеров) и доходы от личного подсобного хозяйства, которые изменяются гораздо медленнее.

Для уровня образования и доли городского населения использованы годовые данные, что связано с частотой их расчета и публикации в открытых источниках. Межвременная вариация значений обеих переменных оказалась достаточной¹⁹ для того, чтобы включить эти переменные в качестве самостоятельных регрессоров, а не считать их частью индивидуальных эффектов регионов.

Для контроля на возможные особенности региональных экономик, связанные со степенью проникновения в них финансовых услуг, мы также включили в регрессии доли привлеченных банками средств и задолженности по кредитам в ВРП²⁰ (в дальнейшем из соображений краткости мы называем эти две переменные просто долями депозитов и кредитов в ВРП). Значения этих переменных были рассчитаны на основе месячных данных Банка России. Более детально используемые переменные описаны в таблицах 1 и 2.

В качестве индикатора процентного канала денежно-кредитной трансмиссии использована доля валовой добавленной стоимости, произведенной в обрабатывающих производствах и строительстве, в валовом продукте региона. Показатель, характеризующий широкий кредитный канал, — отношение численности работников, занятых на малых

¹⁸ Квартальное значение цены на нефть рассчитано как усредненное значение месячных показателей (<https://www.investing.com/>).

¹⁹ Из соображений краткости детали не приводятся в тексте статьи, однако доступны по запросу у авторов.

²⁰ Авторы благодарят анонимного рецензента за идею включения этих переменных в регрессии.

Т а б л и ц а 1

Описательные статистики использованных переменных

Переменная	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Реальный среднедушевой доход в ценах III кв. 2014 г., руб.	22928,7	8774,5	9520,0	74324,7
Ключевая ставка, %	9,1	1,7	6,5	12,5
Цена нефти, долл./барр.	58,6	10,8	36,8	78,1
Уровень безработицы, %	6,2	3,6	1,2	31,0
Уровень образования, %	32,5	5,1	22,6	50,2
Доля городского населения, %	70,6	12,7	29,0	100,0
Доля кредитов в ВРП, %	1,9	0,62	0,33	4,48
Доля депозитов в ВРП, %	1,53	0,88	0,19	9,55

Источник: расчеты авторов.

Т а б л и ц а 2

Список использованных регрессоров

Переменная	Описание переменной	Частотность	Уровень
t	Временной тренд	Квартал	Федеральный
Δkey	Первая разность ключевой ставки	Квартал	Федеральный
Δoil	Первая разность цены нефти	Квартал	Федеральный
$\Delta unem$	Первая разность уровня безработицы	Квартал	Региональный
ed	Доля населения в возрасте 25–64 лет, имеющего высшее образование	Год	Региональный
$urban$	Доля населения, проживающего в городах	Год	Региональный
$dep2vrp$	Отношение суммы депозитов к ВРП	Квартал	Региональный
$cred2vrp$	Отношение суммы кредитов к ВРП	Квартал	Региональный
$small \times \Delta key$	Произведение доли занятости на предприятиях малого бизнеса на первую разность ключевой ставки	Квартал	Региональный
$manuf \times \Delta key$	Произведение доли обрабатывающей промышленности и строительства в добавленной стоимости на первую разность ключевой ставки	Квартал	Региональный
$export \times \Delta key$	Произведение доли экспорта в добавленной стоимости на первую разность ключевой ставки	Квартал	Региональный
$shock$	Шок ключевой ставки (как остаток из простого правила Тейлора)	Квартал	Федеральный
$small \times shock$	Произведение доли занятости на предприятиях малого бизнеса на шок ключевой ставки	Квартал	Региональный
$manuf \times shock$	Произведение доли обрабатывающей промышленности и строительства в добавленной стоимости на шок ключевой ставки	Квартал	Региональный
$export \times shock$	Произведение доли экспорта в добавленной стоимости на шок ключевой ставки	Квартал	Региональный

Источник: расчеты авторов на основе данных Банка России и Росстата.

Описательные статистики для показателей трансмиссионных каналов

Показатель, %	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Доля обрабатывающей промышленности и строительства в ВРП	25,22	10,13	7,33	48,4
Доля работников, занятых на малых предприятиях, от общей численности занятых	14,59	4,28	2,68	24,76
Доля экспорта в ВРП	18,14	16,63	0,09	81,05

Источник: расчеты авторов.

предприятиях (в России в течение исследуемого периода к малым относились предприятия со среднесписочной численностью не более 100 человек), к общей численности занятых в регионе. Валютный канал характеризуется долей стоимости экспортных операций региона в ВРП. Все указанные показатели использованы в усредненном для рассматриваемого периода виде с учетом доступности данных и частоты их публикации. Описательные статистики представлены в таблице 3. Из таблиц 1 и 3 следует, что все показатели регионального уровня достаточно сильно варьируют по регионам России, что подтверждает обоснованность проведения анализа именно на региональном, а не национальном, уровне.

Методология

На основании обзора литературы и рассуждений, представленных выше, были сформулированы следующие гипотезы для эмпирической проверки.

Гипотеза 1: изменение ключевой ставки оказывает противонаправленное воздействие на темпы роста реальных среднедушевых доходов населения регионов, в частности, снижение ключевой ставки в рамках проведения стимулирующей ДКП в условиях циклического замедления экономики способствует увеличению темпов роста реальных доходов населения, и наоборот.

Гипотеза 2: регионы со сравнительно высокой долей обрабатывающей промышленности и строительства в ВРП более чувствительны к изменениям ключевой ставки.

Гипотеза 3: регионы со сравнительно высокой долей малых предприятий в общей структуре занятости более чувствительны к изменениям ключевой ставки.

Гипотеза 4: доля экспорта в ВРП не влияет на чувствительность регионов к изменениям ключевой ставки.

Исследования асимметричных эффектов ДКП в регионах страны нередко проводят с использованием временных рядов для каждого исследуемого региона. С учетом явных структурных сдвигов в конце 2014 г. (в связи с переходом ЦБ РФ к плавающему валютному курсу

и таргетированию инфляции²¹) и в начале 2020 г. (в связи с началом пандемии коронавируса) в настоящем исследовании мы ограничиваемся анализом периода с I кв. 2015 г. по IV кв. 2019 г. Это означает, что нам доступно лишь 19 наблюдений зависимой переменной для каждого региона (период со II кв. 2015 г. по IV кв. 2019 г.), этого недостаточно для проведения полноценного анализа с использованием временных рядов. Для получения более корректных оценок и учета взаимного влияния регионов анализ проведен с использованием панельных данных и пространственной авторегрессионной модели (spatial autoregressive model, SAR) с фиксированными эффектами.

Спецификации моделей SAR, используемых для настоящего исследования, в целом аналогичны примененным в исследовании: Furceri et al., 2019. Позволяя учитывать при анализе пространственные эффекты и действие трансмиссионных механизмов ДКП, они в наибольшей степени удовлетворяют задачам текущего анализа. Основная особенность нашей статьи — более подробное описание алгоритма получения не только точечных, но и интервальных оценок (доверительных интервалов) для предельных эффектов интересующих нас факторов для каждого региона. Помимо этого, мы несколько иначе определяем шоки ДКП: оцениваем их исходя из изменения темпов инфляции и роста выпуска на *национальном* уровне, в то время как в работе Д. Фурчери и соавторов эти шоки оцениваются исходя из данных каждого *региона*: по смыслу это должно подразумевать, что центральный банк при принятии решений ориентируется на показатели каждого региона, причем независимо от показателей других регионов. Модели для оценки эффекта изменения ключевой ставки без учета трансмиссионных механизмов (1) и с учетом трансмиссионных механизмов (2) можно представить следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it}^k = & \widetilde{\alpha}_{it}^k + \widetilde{\rho}^k \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \Delta y_{it}^k + \widetilde{\beta}_r^k \Delta r_t + \widetilde{\beta}_{oil}^k \Delta oil_t + \widetilde{\beta}_{unem}^k \Delta unem_{it} + \\ & + \widetilde{\beta}_{ed}^k ed_{it} + \widetilde{\beta}_{urban}^k urban_{it} + \widetilde{\beta}_d^k dep2vpr_{it} + \widetilde{\beta}_c^k cred2vpr_{it} + \\ & + \widetilde{\gamma}^k t + \widetilde{\varepsilon}_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_{it}^k = & \alpha_i^k + \rho^k \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \Delta y_{it}^k + \beta_r^k \Delta r_t Z_i^m + \beta_{oil}^k \Delta oil_t + \beta_{unem}^k \Delta unem_{it} + \\ & + \beta_{ed}^k ed_{it} + \beta_{urban}^k urban_{it} + \beta_d^k dep2vpr_{it} + \beta_c^k cred2vpr_{it} + \\ & + \gamma^k t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

²¹ Существуют исследования, показывающие, что ЦБ РФ начал постепенный переход к использованию процентной ставки в качестве операционного ориентира раньше, чем в конце 2014 г. (Пестова, 2018). С одной стороны, это могло бы дать основания для включения в анализируемый нами период нескольких лет, предшествующих 2015 г. С другой стороны, в той же работе отмечается, что данный переход окончательно осуществился лишь к концу 2014 г. — началу 2015 г., что делает весьма вероятным наличие на рубеже 2014–2015 гг. упомянутого нами в тексте структурного сдвига и соответствующие сложности с оценкой моделей. Данное обстоятельство в совокупности с существующими ограничениями используемых региональных данных обусловило выбор нами периода для исследования, начинающегося лишь с I кв. 2015 г., а не с одного из более ранних кварталов.

где: $i = 1, \dots, N = 79$ — номер региона; t — рассматриваемые периоды времени; y_{it} — логарифм реального дохода в регионе i в период t ; $\Delta y_{it}^k = y_{it+k} - y_{it-1}$; $k = 0, 1, 2$; $\alpha_i^k, \widetilde{\alpha}_{it}^k$ — индивидуальные эффекты; w_{ij} — элемент матрицы пространственных весов; $\sum_{j=1}^N w_{ij} \Delta y_{it}^k$ — пространственный лаг переменной y ; $\rho^k, \widetilde{\rho}^k$ — коэффициент пространственной автокорреляции; $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$ — индикатор ДКП (первая разность ключевой ставки или шок ключевой ставки); oil_t — цена нефти в период времени t ; $\Delta oil_t = oil_t - oil_{t-1}$; $unem_{it}$ — уровень безработицы в регионе i в период времени t ; $\Delta unem_{it} = unem_{it} - unem_{it-1}$; ed_{it} — уровень образования в регионе i в период времени t ; $urban_{it}$ — доля городского населения в регионе i в период времени t ; $dep2vpr_{it}$ и $cred2vpr_{it}$ — доли привлеченных банками средств и задолженности по кредитам в ВРП региона i в квартале t соответственно; $Z_i^m, m = 1, 2, 3$ — переменные, характеризующие трансмиссионные каналы: Z_i^1 — доля малых предприятий в занятости, Z_i^2 — доля обрабатывающей промышленности в ВРП, Z_i^3 — доля экспорта в ВРП; $\varepsilon_{it}, \widetilde{\varepsilon}_{it}$ — ошибки измерения.

В текущем исследовании в спецификации без лага переменная t принимает значения от 1 до 19, что соответствует периодам со II кв. 2015 г. до IV кв. 2019 г. В спецификациях с одним и двумя квартальными лагами t принимает значения от 1 до 18 и до 17 соответственно.

В качестве матрицы пространственных весов использована нормированная по строкам бинарная матрица W , которая сформирована исходя из наличия у регионов сухопутной границы. Матрица устроена следующим образом:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{s_i}, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ — соседи,} \\ 0 & \text{иначе,} \end{cases} \quad (4)$$

где s_i — общее количество регионов, с которыми регион i имеет сухопутную границу. Элементы главной диагонали матрицы равны нулю: регион не соседствует с самим собой.

Индекс k в текущем анализе принимает значения $k = 0, 1, 2$: оценка модели при $k = 0$ позволяет выявить влияние изменения ключевой ставки на доход в квартале, когда произошло изменение ставки; при $k = 1$ — накопленное влияние через один квартал после изменения ключевой ставки; при $k = 2$ — через два квартала после изменения ставки. Наша цель заключается в том, чтобы выявить различия во влиянии ключевой ставки на доход в регионах России *в краткосрочной перспективе*, а не определить, как долго сохраняется эффект от изменения ключевой ставки. В связи с тем, что для каждого региона доступны данные за сравнительно небольшое количество периодов, а с увеличением количества лагов число наблюдений уменьшается, мы анализируем влияние интересующей нас переменной *лишь в течение трех кварталов*; по нашему мнению, этого достаточно для выявления краткосрочного воздействия ключевой ставки на экономическую активность с учетом имеющихся

ограничений данных. Уравнение (2) можно переписать следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^k &= \alpha^k + \rho^k W \Delta y_t^k + \beta_r^k \Delta r_t Z^m + \beta_{oil}^k \Delta oil_t + \beta_{unem}^k \Delta unem_t + \\ &+ \beta_{ed}^k ed_t + \beta_{urban}^k urban_t + \beta_d^k dep2vvp_t + \beta_c^k cred2vvp_t + \\ &+ \gamma^k t + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (5)$$

где: $\Delta y_t^k = \begin{pmatrix} \Delta y_{1t}^k \\ \dots \\ \Delta y_{Nt}^k \end{pmatrix}$, Δoil_t , $\Delta unem_t$, ed_t , $urban_t$, $dep2vvp_t$, $cred2vvp_t$, t , ε_t — аналогичные по размерности векторы; $Z^m = \begin{pmatrix} Z_1^m \\ \dots \\ Z_N^m \end{pmatrix}$, $m = 1, 2, 3$.

Преобразовав уравнение (5), получим следующее:

$$\begin{aligned} (I - \rho^k W) \Delta y_t^k &= \alpha^k + \beta_r^k \Delta r_t Z^m + \beta_{oil}^k \Delta oil_t + \beta_{unem}^k \Delta unem_t + \\ &+ \beta_{ed}^k ed_t + \beta_{urban}^k urban_t + \beta_d^k dep2vvp_t + \beta_c^k cred2vvp_t + \\ &+ \gamma^k t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (6)$$

Отсюда:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^k &= (I - \rho^k W)^{-1} (\alpha^k + \beta_r^k \Delta r_t Z^m + \beta_{oil}^k \Delta oil_t + \beta_{unem}^k \Delta unem_t + \\ &+ \beta_{ed}^k ed_t + \beta_{urban}^k urban_t + \beta_d^k dep2vvp_t + \beta_c^k cred2vvp_t + \\ &+ \gamma^k t + \varepsilon_t). \end{aligned} \quad (7)$$

Эти модели были оценены с помощью метода максимального правдоподобия с использованием модуля `xsmle` статистического пакета STATA-16.

Для нас представляют интерес не только оценки коэффициентов, но и частные прямые эффекты, которые можно рассчитать, взяв частную производную зависимой переменной по изменению ключевой ставки и подставив в выражение оценки коэффициентов β_r^k и ρ^k , полученные при оценивании спецификации (3) (Elhorst, 2014; Golgher, Voss, 2016. P. 180):

$$\frac{\partial \Delta y_t^k}{\partial \Delta r_t} = (I - \widehat{\rho^k} W)^{-1} \widehat{\beta_r^k} Z^m, \quad (8)$$

где $\widehat{\rho^k}$, $\widehat{\beta_r^k}$ — оцененные коэффициенты модели (2).

Однако необходимо не только вычислить точечные оценки предельных эффектов, но и проверить их значимость, что является нетривиальной задачей. Оценки параметров имеют асимптотически совместное нормальное распределение, однако в формулу (4) эти параметры входят нелинейно, и аналитически вычислить соответствующий закон распределения предельных эффектов не представляется возможным. Поэтому в таких случаях обычно используют алгоритм (LeSage, Pace, 2009), основанный на построении доверительных интервалов для предельных

эффектов с помощью симуляций. Генерируется случайная выборка из совместного нормального распределения $N[(\hat{\rho}^k, \hat{\beta}^k), \text{Var}(\hat{\rho}^k, \hat{\beta}^k)]$ (в нашем случае размера $N = 1000$), для каждого элемента выборки рассчитывается соответствующий предельный эффект, эти эффекты упорядочиваются, и удаляется $0,025 \times N = 25$ самых больших и 25 самых маленьких значений. Самый маленький и самый большой из оставшихся предельных эффектов будут границами соответствующих 95%-ных доверительных интервалов. Эти интервалы рассчитываются для каждого региона. Если 0 не попадает в доверительный интервал, то соответствующий предельный эффект значим и можно сделать вывод (о влиянии изменения ключевой ставки на темпы роста реальных доходов жителей соответствующего региона) на основании знака и абсолютного значения точечного предельного эффекта.

Результаты

При оценивании спецификаций на нулевом лаге оказались значимыми коэффициенты при всех основных переменных, включая изменение ключевой ставки, доли депозитов и кредитов в ВРП и переменных, характеризующих каналы ДКП. Детальные результаты оценки этих спецификаций не приводятся, поскольку значимость этих переменных на нулевом лаге может быть следствием эндогенности изменения ключевой ставки. Так, замедление инфляции, происходящее в масштабах всей страны, будет автоматически вести к росту реальных заработных плат, при этом центральный банк, наблюдая такое замедление инфляции, будет, при прочих равных, склонен снижать ключевую ставку. Оценка аналогичных спецификаций с использованием шоков ключевой ставки, полученных из оценки простого правила Тейлора, подтвердила отсутствие значимой связи между шоком ключевой ставки и темпами роста реальных доходов в российских регионах в периоде воздействия.

Результаты для варианта оценивания, при котором зависимая переменная содержит один лаг, более интересны и представлены в таблице 4. Коэффициент при изменении ключевой ставки значим и отрицателен. Кроме того, значимы на уровне 1% с отрицательными знаками коэффициенты при переменных в соответствующих спецификациях процентный и широкий кредитный каналы. Следовательно, чем выше доля обрабатывающей промышленности и строительства в ВРП региона, тем большее положительное воздействие на темпы роста реальных доходов оказывает снижение ключевой ставки; аналогичная закономерность выполняется и для регионов с более высокой долей малого бизнеса в структуре занятости. Валютный канал, напротив, значим с отрицательным знаком коэффициента лишь на уровне 10% и только в регрессии с шоками ключевой ставки вместо ее простых изменений (спецификация 8). Данный факт позволяет предположить сравнительную слабость валютного канала в российской экономике в период 2015–2019 гг.

Коэффициент пространственной корреляции значим и положителен. Данное обстоятельство подтверждает наличие взаимного влияния

Результаты оценивания модели SAR с лагом один квартал
($N = 1422$, число регионов = 79)

Переменная	Спецификация							
	1	2	3	4	5	6	7	8
t	0,002***	0,002***	0,002***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***
Δkey	-0,016***	–	–	–	–	–	–	–
Δoil	0,000**	0,000**	0,000**	0,000***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***
$\Delta unem$	-0,007*	-0,007*	-0,007*	-0,008*	-0,007*	-0,007*	-0,007*	-0,008*
ed	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
$urban$	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
$dep2vvp$	-0,035**	-0,036**	-0,035**	-0,043**	-0,041**	-0,041**	-0,041**	-0,044**
$cred2vvp$	0,007	0,008	0,008	0,01	0,013*	0,013*	0,013*	0,012
$small \times \Delta key$	–	-0,092***	–	–	–	–	–	–
$manuf \times \Delta key$	–	–	-0,056***	–	–	–	–	–
$export \times \Delta key$	–	–	–	-0,027	–	–	–	–
$shock$	–	–	–	–	-1,372***	–	–	–
$small \times shock$	–	–	–	–	–	-7,666***	–	–
$manuf \times shock$	–	–	–	–	–	–	-4,961***	–
$export \times shock$	–	–	–	–	–	–	–	-2,948*
ρ	0,761***	0,764***	0,763***	0,772***	0,769***	0,77***	0,769***	0,774***

Примечание. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

соседних регионов друг на друга (ускорение роста реальных доходов в одном регионе сопровождается ускорением их роста и в соседних регионах), что можно объяснить наличием межрегиональных торговых связей, а для некоторых регионов — и интенсивными потоками маятниковой межрегиональной трудовой миграции.

Значим на уровне 10% для всех оцененных моделей с первым лагом коэффициент при переменной, характеризующей изменение уровня безработицы в регионах. Отрицательная оценка коэффициента ожидаема: снижение уровня безработицы, при прочих равных, ведет к повышению заработной платы, что должно приводить к ускорению роста реальных доходов.

Если рассматривать долю депозитов в ВРП как индикатор уровня проникновения финансовых услуг в экономику региона, то значимо отрицательный коэффициент при данной переменной в регрессии с одним лагом кажется странным. По нашему предположению, данный феномен можно объяснить следующей особенностью российской экономической географии: в ряде регионов (в основном специализирующихся на добыче полезных ископаемых) с большими объемами ВРП сравнительно низкая плотность населения и, следовательно, невысокая доля личных располагаемых доходов и сбережений (а следовательно, и депозитов) в ВРП. Если в целом по стране реальные доходы в анализируемый нами период росли медленно, то в таких регионах реальные доходы, будучи в меньшей степени связаны с конъюнктурой внутреннего рынка, росли более высокими темпами. В ряде дотационных регионов в рассматриваемый период доля безвозмездных поступлений — межбюджетных трансфертов — в до-

ходах консолидированных бюджетов стабильно превышала 60%, что также позволяло поддерживать положительные темпы роста доходов при незначительной доле депозитов, связанной с низким абсолютным уровнем доходов населения. Анализ выборки показал, что наиболее низкие значения доли депозитов в ВРП в рассматриваемый период наблюдались именно в этих двух группах регионов. Таким образом, обнаруженную нами связь между долей депозитов в ВРП и темпами прироста реальных доходов следует интерпретировать как простую корреляцию значений, а не причинно-следственную зависимость. Коэффициент при доле кредитов в ВРП имеет положительный знак, однако значим лишь на уровне 10% и лишь в регрессиях с шоками ключевой ставки (спецификации 5–8).

Обратимся к результатам оценивания модели с двумя лагами зависимой переменной, которые представлены в таблице 5. Можно наблюдать, что отрицательны и значимы на уровне хотя бы 10% коэффициенты при изменении ключевых ставок, а также при показателях трансмиссионных механизмов в моделях с широким кредитным и процентным каналами – впрочем, только в регрессиях с простыми изменениями ключевой ставки (спецификации 9–11); в регрессиях с шоками ключевой ставки все эти коэффициенты незначимы. В моделях с валютным каналом (спецификации 12 и 16) соответствующий коэффициент незначим. Также незначимы коэффициенты при основных интересующих нас переменных в спецификациях, использующих шоки ключевой ставки вместо ее простых изменений. Это заставляет предположить отсутствие значимого воздействия изменений ключевой ставки на темпы прироста реальных доходов населения по истечении двух кварталов.

Т а б л и ц а 5

Результаты оценивания модели SAR с лагом два квартала
($N = 1343$, число регионов = 79)

Переменная	Спецификация							
	9	10	11	12	13	14	15	16
t	0,002***	0,002***	0,002***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***
Δkey	-0,008*	-	-	-	-	-	-	-
Δoil	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***
$\Delta unem$	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002
ed	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
$urban$	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
$dep2vrp$	-0,038**	-0,037**	-0,037**	-0,042**	-0,042**	-0,042**	-0,042**	-0,042**
$cred2vrp$	0,026***	0,026***	0,026***	0,027***	0,028***	0,028***	0,028***	0,027***
$small \times \Delta key$	-	-0,049*	-	-	-	-	-	-
$manuf \times \Delta key$	-	-	-0,03**	-	-	-	-	-
$export \times \Delta key$	-	-	-	-0,009	-	-	-	-
$shock$	-	-	-	-	-0,317	-	-	-
$small \times shock$	-	-	-	-	-	-1,904	-	-
$manuf \times shock$	-	-	-	-	-	-	-1,216	-
$export \times shock$	-	-	-	-	-	-	-	-0,839
ρ	0,8***	0,8***	0,8***	0,802***	0,803***	0,803***	0,803***	0,803***

Примечание. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

Мы не можем отвергнуть гипотезу о том, что изменения ключевой ставки и изменения реальных доходов имеют отрицательную значимую связь — по крайней мере, в течение квартала, следующего за кварталом изменения ключевой ставки. Также гипотеза о наличии положительной пространственной взаимосвязи темпов прироста доходов населения не отвергается. Кроме того, два из рассматриваемых каналов трансмиссии ДКП (процентный и широкий кредитный) значимы и отрицательно связаны с реальными доходами населения: большая доля обрабатывающей промышленности и строительства в ВРП и большая доля малых предприятий в региональной занятости соответствуют большей чувствительности региона к шокам ДКП.

Гипотеза об отсутствии влияния доли экспорта в ВРП на чувствительность экономики региона к изменениям ключевой ставки отвергается на уровне 10% в спецификации с одним лагом. Как показывают эмпирические исследования, валютный курс реагирует на изменение ключевой ставки в течение квартала (Могилат, 2017). Это может вызвать некоторое изменение выпуска и доходов за счет изменения экспорта (в коротком периоде это может быть связано с изменением ценовой конкурентоспособности отечественных товаров). Положительная связь между ослаблением курса и ростом выпуска отмечена в таких экспортоориентированных видах экономической деятельности, как добыча полезных ископаемых, химическое производство и др. (Бадасен и др., 2015). В дальнейшем отрицательное воздействие удорожания импорта (в том числе роста стоимости товаров, используемых в экспортном производстве) на производителей может нейтрализовать положительное влияние со стороны экспорта, что отразится в модели потерей значимости соответствующих коэффициентов, отражающих работу валютного канала²².

Воздействие изменения ключевой ставки на региональные экономики краткосрочно: уже через два квартала после изменения ставки динамика реальных доходов населения перестает испытывать на себе влияние этого изменения. Данный результат достаточно сильно отличается от обычно наблюдаемого в исследованиях на материале развитых стран феномена, состоящего в том, что основное влияние монетарных шоков на экономику возникает лишь через несколько кварталов после шока. К сожалению, с учетом отсутствия на данный момент достаточно длинных временных рядов по российским регионам невозможно проверить, является данное отклонение наших результатов следствием статистической случайности выборки или отражает некоторую объективно существующую особенность российской экономики. По мере накопления более длительных рядов желательно вернуться к проверке этого вопроса.

Во второй части исследования для каждого региона были рассчитаны частные прямые эффекты изменения ключевой ставки с учетом трансмиссионных каналов, а также доверительные интервалы для дан-

²² Следует также иметь в виду, что в качестве независимой переменной в работе использован не выпуск, а реальные доходы населения. Влияние на них изменения объема экспорта (и связанного с этим изменения выпуска) будет более опосредованным.

ных эффектов²³ согласно описанному выше алгоритму. Значимыми оказались (в некоторых случаях на 10%-ном уровне) предельные эффекты для широкого кредитного и процентного каналов для всех регионов. Предельные эффекты для валютного канала незначимы. Обобщенные результаты для значимых частных прямых эффектов представлены в таблице 6.

Т а б л и ц а 6

Обобщенные результаты расчета частных предельных эффектов

Модель	Среднее значение	Минимальный эффект	Максимальный эффект
Широкий кредитный канал	-0,030	-0,0145	-0,038
временной горизонт: один квартал	-0,059	-0,028	-0,075
временной горизонт: два квартала	-0,036	-0,019	-0,045
Процентный канал	-0,030	-0,015	-0,042
временной горизонт: один квартал	-0,062	-0,031	-0,087
временной горизонт: два квартала	-0,039	-0,020	-0,054

Источник: расчеты авторов.

Наименьшее влияние изменение ключевой ставки через действие широкого кредитного канала оказывает на Республику Ингушетию (-0,015, 95%-ный доверительный интервал [-0,029, -0,003]). Наибольший эффект наблюдается в Санкт-Петербурге (-0,038, 95%-ный доверительный интервал [-0,064, -0,007]). Значение предельного эффекта -0,038 для Санкт-Петербурга можно интерпретировать следующим образом: при увеличении ключевой ставки на 1 п. п. темпы роста реальных доходов населения в Санкт-Петербурге снижаются примерно на 0,038 п. п. Стоит отметить, что максимальный и минимальный эффекты различаются более чем в 2 раза. Для проверки статистически значимой разницы предельных эффектов для этих двух регионов был построен 95%-ный доверительный интервал для разности предельных эффектов этих регионов с помощью описанной в разделе «Методология» процедуры, и этот интервал не содержал 0. Через квартал после периода, в котором произошел шок ДКП, эффект варьирует от -0,028 в Ингушетии до -0,075 в Санкт-Петербурге. Спустя два квартала в аналогичных регионах минимальный и максимальный эффекты составляют -0,019 и -0,045 соответственно. Важно отметить, что в Ингушетии наименьшая доля малых предприятий среди исследуемых регионов, а Санкт-Петербург занимает лидирующую позицию по данному показателю среди регионов.

Наименьшее влияние политики ЦБ на доходы населения через процентный канал наблюдается в Сахалинской области, где эффект составляет примерно -0,015. Наибольшее воздействие монетарной политики с учетом процентного канала наблюдается в Тульской области, эффект составляет -0,042. Минимальный и максимальный эффект в данном случае различаются в три раза. По прошествии квартала минимальный и максимальный эффекты составили -0,031 в Сахалинской и -0,087

²³ Детальные результаты оценивания соответствующих регрессий в статье не приводятся, однако доступны по запросу у авторов.

в Тульской областях. По прошествии двух кварталов наименьший и наибольший эффекты составляют $-0,02$ и $-0,054$ соответственно. При этом стоит отметить, что Сахалинская область занимает предпоследнее место среди регионов по показателю доли обрабатывающей промышленности и строительства в ВРП, а Тульская область входит в четверку лидирующих по данному показателю регионов.

Расчитанные для каждого региона эффекты свидетельствуют в пользу асимметричного влияния ДКП Банка России на экономическую активность регионов РФ. Из этого следует, что важно учитывать неоднородность российских регионов и их реакции на меры ДКП при принятии соответствующих решений Банком России. В настоящей статье сделан шаг на пути всестороннего анализа асимметричного воздействия монетарных шоков на региональные экономики: в частности, выявлен сам факт существования такой асимметрии как с учетом, так и без учета конкретных каналов трансмиссионного механизма ДКП. В то же время затронутая проблема представляется нам достаточно широкой и требующей дальнейшей разработки — в частности, с точки зрения анализа степени синхронизированности региональных деловых циклов, а также уточнения асимметричных ответов на полностью экзогенные компоненты монетарных шоков и углубленного анализа отдельных каналов трансмиссионного механизма. Мы планируем работу по этим аспектам проблемы.

* * *

В данном исследовании было проанализировано неоднородное влияние ДКП на темпы роста реальных среднедушевых доходов в 79 регионах России за период со II кв. 2015 г. по IV кв. 2019 г. В качестве индикатора монетарной политики были использованы первая разность значений ключевой ставки, а также оценки шоков ключевой ставки из простого правила Тейлора. В анализе были учтены пространственные взаимодействия регионов. Кроме того, при исследовании влияния ключевой ставки на региональные экономические процессы были приняты во внимание процентный, широкий кредитный и валютный каналы трансмиссионного механизма ДКП.

Анализ был проведен с использованием панельных данных и пространственной авторегрессионной модели. В частности, рассчитаны частные прямые эффекты изменений ключевой ставки для каждого исследуемого региона, отражающие асимметричное влияние монетарной политики ввиду пространственных взаимодействий регионов. В соответствии с полученными результатами изменение ключевой ставки отрицательно связано с темпами роста реальных доходов. При этом ключевая ставка по-разному влияет на темпы роста в разных регионах РФ. Значимыми характеристиками, влияющими на асимметричность эффектов, являются промышленный состав региона и концентрация малых предприятий. Также значимыми в объяснении асимметрии влияния денежно-кредитной политики на реальные среднедушевые доходы населения оказались пространст-

венные взаимосвязи: эффект влияния российских регионов друг на друга положителен.

Результаты настоящего исследования, свидетельствующие об асимметричном влиянии ключевой ставки на реальные доходы в российских регионах, согласуются с выводами, полученными в более ранних работах, посвященных анализу эффектов монетарной политики в различных странах мира. Наше исследование тем самым вносит вклад в изучение асимметричных эффектов ДКП на примере регионов России.

Список литературы / References

- Бадасен П., Картаев Ф., Хазанов А. (2015). Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска // Деньги и кредит. № 7. С. 41–49. [Badasen P., Kartaev F., Khazanov A. (2015). An econometric estimate of the effect of the exchange rate of the ruble on output dynamic. *Russian Journal of Money and Finance*, No. 7, pp. 41–49. (In Russian).]
- Банк России (2019). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2020 год и период 2021 и 2022 годов. [Bank of Russia (2019). *Monetary policy guidelines for 2020–2022*.]
- Борзых О. А. (2016). «Антиэффект» ликвидности в российской банковской системе // Экономический журнал Высшей школы экономики. Т. 20, № 3. С. 377–412. [Borzykh O. A. (2016). Liquidity “anti-effect” in the Russian banking system. *HSE Economic Journal*, Vol. 20, No. 3, pp. 377–412. (In Russian).]
- Дробышевский С. М., Трунин П. В., Каменских М. В. (2008). Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике (Научные труды № 116Р). М.: ИЭПП. [Drobyshevsky S. M., Trunin P. V., Kamenskikh M. V. (2008). *Analysis of transmission mechanisms of money and credit policy in Russia's economy* (Research Paper No. 116Р). Moscow: Gaidar Institute for Economic Policy. (In Russian).]
- Зюзина О. А., Егоров А. В. (2015). Канал банковского кредитования и эффект ликвидности Кашьяпа и Штейна в России // Деньги и кредит. № 1. С. 46–49. [Zyuzina O. A., Egorov A. V. (2015). The bank lending channel in Russia and the Kashyap–Stein liquidity effect. *Russian Journal of Money and Finance*, No. 1, pp. 46–49. (In Russian).]
- Леонтьева Е. А. (2013). Механизм кредитно-денежной трансмиссии в России. М.: Дело. [Leontieva E. A. (2013). *The mechanism of monetary transmission in Russia*. Moscow: Delo. (In Russian).]
- Мамонов М. Е. (2018). Кредитный канал монетарной политики в России: микроэкономические оценки для розничного и корпоративного сегмента кредитного рынка // Журнал Новой экономической ассоциации. № 1. С. 112–144. [Mamonov M. E. (2018). Lending channel of monetary policy in Russia: Microeconomic estimates for retail and corporative segments of the credit market. *Journal of the New Economic Association*, No. 1, pp. 112–144. (In Russian).] <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2018-37-1-5>
- Моисеев С. Р. (2002). Трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики // Финансы и кредит. № 18. С. 38–51. [Moiseev S. R. (2002). The transmission mechanism of monetary policy. *Finance and Credit*, No. 18, pp. 38–51. (In Russian).]
- Могилат А. Н. (2017). Обзор основных каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и инструментов их анализа в Банке России // Деньги и кредит. № 9. С. 3–9. [Mogilat A. N. (2017). An overview of the key channels of monetary policy transmission mechanism and tools for their analysis as used at the Bank of Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, No. 9, pp. 3–9. (In Russian).]

- Пестова А. А. (2018). Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики // Вопросы экономики. № 2. С. 33–55. [Pestova A. A. (2018). On the effects of monetary policy in Russia: The role of the space of spanned shocks and the policy regime shifts. *Voprosy Ekonomiki*, No. 2, pp. 33–55. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-2-33-55>
- Пестова А. А., Мамонов М. Е., Ростова Н. А. (2019). Шоки процентной политики Банка России и оценка их макроэкономических эффектов // Экономическая политика. Т. 14, № 4. С. 48–75. [Pestova A. A., Mamonov M. E., Rostova N. A. (2019). Monetary policy shocks in the Russian economy and their macroeconomic effects. *Ekonomicheskaya Politika*, Vol. 14, No. 4, pp. 48–75. (In Russian).] <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2019-4-48-75>
- Anagnostou A., Papadamou S. (2014). Monetary policy shocks on regional output: Evidence from four South Eurozone countries. *Région et Développement*, Vol. 39, pp. 105–130.
- Altavilla C. (2004). Do EMU members share the same business cycle? *Journal of Common Market Studies*, Vol. 42, No. 5, pp. 869–896. <https://doi.org/10.1111/j.0021-9886.2004.00533.x>
- Anselin L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Springer Science & Business Media.
- Arnold I. J. M., Vrugt E. B. (2004). Firm size, industry mix and the regional transmission of monetary policy in Germany. *German Economic Review*, Vol. 1, No. 5, pp. 35–59. <https://doi.org/10.1111/j.1465-6485.2004.00093.x>
- Beenstock M., Felsenstein D. (2007). Spatial vector autoregressions. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 2, No. 2, pp. 167–196. <https://doi.org/10.1080/17421770701346689>
- Ber H., Blass A., Yosha O. (2001). Monetary transmission in an open economy: The differential impact on exporting and non-exporting firms. *Bank of Israel Working Papers*, No. 2001.01.
- Beraja M., Fuster A., Hurst E., Vavra J. (2019). Regional heterogeneity and the refinancing channel of monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 134, No. 1, pp. 109–183. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy021>
- Bernanke B. S., Blinder A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 435–439.
- Bernanke B. S., Gertler M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, pp. 27–48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Boivin J., Kiley M. T., Mishkin F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In: B. M. Friedman, M. Woodford (eds.). *Handbook of monetary economics*, Vol. 3, pp. 369–422. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00008-9>
- Carlino G., DeFina R. (1998). The differential regional effects of monetary policy. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 4, pp. 572–587. <https://doi.org/10.1162/003465398557843>
- Carlino G., DeFina R. (1999). The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional Science*, Vol. 39, No. 2, pp. 339–358. <https://doi.org/10.1111/1467-9787.00137>
- Cetorelli N., Goldberg L. (2012). Banking globalization and monetary transmission. *Journal of Finance*, Vol. 67, No. 5, pp. 1811–1843. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01773.x>
- Damjanović M., Masten I. (2016). Shadow short rate and monetary policy in the euro area. *Empirica*, Vol. 43, No. 2, pp. 279–298. <https://doi.org/10.1007/s10663-016-9328-4>
- Dow S. C., Montagnol A. (2007). The regional transmission of UK monetary policy. *Regional Studies*, Vol. 41, No. 6, pp. 797–808. <https://doi.org/10.1080/00343400601142779>
- Eichengreen B. (1993). European monetary unification. *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, No. 3, pp. 1321–1357.

- Elhorst J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 3, pp. 244–268. <https://doi.org/10.1177%2F0160017603253791>
- Elhorst J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Berlin: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Faraz N., Iftikhar Z. (2020). The regional asymmetric responses to central bank's monetary policy in Pakistan. *Singapore Economic Review*, Vol. 65, No. 2, pp. 351–364. <https://doi.org/10.1142/S0217590817500035>
- Furceri D., Mazzola F., Pizzuto P. (2019). Asymmetric effects of monetary policy shocks across US states. *Papers in Regional Science*, Vol. 98, No. 5, pp. 1861–1891. <https://doi.org/10.1111/pirs.12460>
- Gachter M., Riedl A., Ritzberger-Grünwald D. (2012). Business cycle synchronization in the euro area and the impact of the financial crisis. *Monetary Policy & the Economy*, No. 2, pp. 33–60. Oesterreichische National Bank (Austrian Central Bank).
- Gertler M., Gilchrist S. (1993). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1, pp. 43–64. <https://doi.org/10.2307/3440134>
- Golgher A. B., Voss P. R. (2016). How to interpret the coefficients of spatial models: Spillovers, direct and indirect effects. *Spatial Demography*, Vol. 4, No. 3, pp. 175–205. <https://doi.org/10.1007/s40980-015-0016-y>
- Hubbard G. (1995). Is there a “credit channel” for monetary policy? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 77, No. 3, pp. 63–82. <https://doi.org/10.20955/r.77.63-77>
- Hayo B., Uhlenbrock B. (2000). Industry effects of monetary policy in Germany. In: von Hagen J., Waller C. J. (eds). *Regional aspects of monetary policy in Europe* (ZEI Studies in European Economics and Law, Vol. 1). Boston, MA: Springer, pp. 127–158. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-6390-4_5
- Kashyap A. K., Stein J. C. (1994a). Monetary policy and bank lending. In: N. G. Mankiw (ed.). *Monetary policy*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 221–261.
- Kashyap A. K., Stein J. C. (1994b). The impact of monetary policy on bank balance sheets. *NBER Working Paper*, No. w4821. <https://doi.org/10.3386/w4821>
- Krippner L. (2015a). A comment on Wu and Xia (2015), and the case for two-factor shadow short rates. *CAMA Working Paper*, No. 48/2015.
- Krippner L. (2015b). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters*, Vol. 118, No. 1, pp. 135–138. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.10.011>
- LeSage J., Pace R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton, FL: CRC Press.
- Ramey V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. In: J. B. Taylor, H. Uhlig (eds.). *Handbook of macroeconomics*, Vol. 2. Amsterdam: Elsevier, pp. 71–162. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003>
- Ridhwan M. M., de Groota H. L. F., Nijkamp P., Rietveld P. (2010). The impact of monetary policy on economic activity: Evidence from a meta-analysis. *Tinbergen Institute Discussion Paper*, No. TI 2010-043/3.
- Ridhwan M. M., de Groota H. L. F., Rietveld P., Nijkamp P. (2014). The regional impact of monetary policy in Indonesia. *Growth and Change*, Vol. 45, No. 2, pp. 240–262. <https://doi.org/10.1111/grow.12045>
- Rodríguez-Fuentes C., Dow S. (2003). EMU and the regional impact of monetary policy. *Regional Studies*, Vol. 37, No. 9, pp. 969–980. <https://doi.org/10.1080/0034340032000143959>
- Romer C. D., Romer D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, pp. 1055–1084. <https://doi.org/10.1257/0002828042002651>
- Salvatore C., D’Uva M., Fiorelli C., Napolitano O. (2021). Spatial asymmetries in monetary policy effectiveness in Italian regions. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 16, No. 1, pp. 27–46. <https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1673899>

- Wortmann M., Stahl M. (2016). One size fits some: A reassessment of EMU's core–periphery framework. *Journal of Economic Integration*, Vol. 31, No. 2, pp. 377–413. <https://doi.org/10.11130/jei.2016.31.2.377>
- Wu J., Xia F. (2014). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *NBER Working Paper*, No. 20117. <https://doi.org/10.3386/w20117>
-

Asymmetric effects of monetary policy in Russia

Olga A. Demidova^{1,*}, Elizaveta E. Karnaukhova¹,
Dmitriy A. Korshunov², Alexander A. Myasnikov^{1,3},
Svetlana F. Seregina¹

Authors affiliation: ¹HSE University (Moscow, Russia);

²Bank of Russia (Moscow, Russia); ³Plekhanov Russian University of Economics (Moscow, Russia). *Corresponding author, email: demidova@hse.ru

We analyze the heterogeneous influence that monetary policy has on the growth rates of real personal income in 79 Russian regions over the period from 2Q2015 to 4Q2019, taking into account some of the channels of monetary policy transmission mechanism and spatial effects. The analysis was performed on the basis of panel data and a spatial autoregressive model. Besides that, we have calculated individual direct effects of changes of the interest rate for each region. Our results confirm the existence of a negative relationship between changes in the interest rate and growth rates of real personal income. This relationship is heterogeneous for different regions. Among the significant factors affecting the heterogeneity of the influence of monetary policy are the industrial structure and concentration of small businesses in regional economies. We have also found significant positive spatial effects of neighboring regions on each other. Our results generally coincide with those received in analyses of the effects of monetary policy in other countries.

Keywords: monetary policy, regional asymmetry, transmission mechanism, spatial econometrics, Russian economy.

JEL: E52, R11, R12.

ЭКОНОМИКА ИННОВАЦИЙ

Взаимодействие российского бизнеса с наукой: точки соприкосновения и камни преткновения*

Ю. В. Симачев, М. Г. Кузык

*Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики» (Москва, Россия)*

В статье оценивается влияние научно-производственной кооперации на деятельность фирм, анализируются факторы взаимодействия российских компаний с научными организациями и вузами в исследовательской сфере, выявляются барьеры развития сотрудничества бизнеса и науки. Установлено, что в компаниях, источником инноваций которых служили внешние исследования и разработки, чаще, чем в других фирмах, наблюдалась позитивная динамика деятельности и за последние пять лет они выводили на рынок новую для мира продукцию. Вместе с тем значимый эффект воздействия кооперации с отечественными организациями исследовательской сферы выявлен только для динамики экспорта. Показано, что взаимодействие с отечественной наукой более характерно для высокотехнологичных отраслей промышленности и крупных российских фирм. Фактором, побуждающим фирмы к аутсорсингу научных исследований, выступает существенный уровень конкуренции. Препятствуют развитию научно-производственной кооперации высокая стоимость внешних исследовательских услуг и их недостаточное качество. Можно указать на такой барьер, как низкая заинтересованность исследовательских организаций в объемах заказов, которые могут предложить фирмы. Это обусловлено незначительными институциональными изменениями в российской науке, сохранением ее ориентации на государство и крупнейших игроков, что существенно ограничивает возможности институционального взаимодействия небольших инновационных фирм с наукой. Выявлено, что государство довольно результативно «подталкивает» компании к взаимодействию с научными организациями и вузами, однако результаты такого взаимодействия в существенной части не устраивают бизнес.

Симачев Юрий Вячеславович (yusimachev@hse.ru), к. э. н., проф., директор по экономической политике, директор Центра исследований структурной политики НИУ ВШЭ; *Кузык Михаил Георгиевич* (mkuzyk@hse.ru), к. э. н., замдиректора Центра исследований структурной политики НИУ ВШЭ.

* Исследование выполнено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

Ключевые слова: научно-производственная кооперация, инновационная активность, источники инноваций, абсорбционная способность, инновационная восприимчивость бизнеса, государственная поддержка, эффекты воздействия.

JEL: D83, L29, O31, O33, O38.

В современном мире партнерство и взаимодействие компаний, исследовательских центров и университетов очень важны для обеспечения устойчивого экономического роста. Согласно эволюционной теории, инновации рождаются из взаимодействия элементов национальной инновационной системы, обеспечивающего распространение и использование нового и экономически полезного знания (Metcalfе, 1994; Edquist, 1997). Различия между наукой и бизнесом обеспечивают широкие возможности для взаимного обучения: в создаваемые партнерства каждая из сторон может привнести специфические преимущества и компетенции, которыми не обладает другая сторона (Caloghirou et al., 2004). По этой причине успешная кооперация способна обеспечить выгоды как бизнесу и науке, так и обществу.

Взаимодействуя с исследовательскими центрами и университетами, фирмы имеют возможность получить доступ к новым научным результатам и при этом оптимизировать собственные расходы на НИОКР (Lee, 2000; Caloghirou et al., 2001; Elmuti et al., 2005; Bodas Freitas, Verspagen, 2009; Kodcharat, Chaikеaw, 2012). Исследовательский сектор нередко становится источником идей продуктовых и процессных инноваций бизнеса (Schartinger et al., 2001). Научно-производственная кооперация повышает эффективность инновационной деятельности компаний, уменьшая количество проб и ошибок и «спрямляя путь» до поставленной технологической цели (Cohen, 1995). Важное преимущество университетов, в том числе с позиций взаимодействия с бизнесом: постоянный естественный приток новых кадров — студентов, которые могут не только выступать в качестве помощников при решении разных задач, но и привносить в исследовательскую и инновационную деятельность новые нетривиальные идеи, поскольку они в меньшей степени, чем другие исследователи, ограничены традиционными представлениями о «возможном и невозможном» в науке (Etzkowitz, 2003). В конечном счете в партнерстве с наукой фирмы получают возможность реализовывать проекты, которые в ином случае были бы чересчур затратными или рискованными (Caloghirou et al., 2004).

Для организаций исследовательского сектора взаимодействие с бизнесом привлекательно не только возможностью получить дополнительные ресурсы (что нередко выступает основным мотивом для сотрудничества — см., например: Meyer-Krahmer, Schmoch, 1998; Hall et al., 2003; Link, Wessner, 2011), но и в качестве средства практического применения знаний, инструмента выявления требующих развития научных и инженерных компетенций и источника новых исследовательских идей и подходов (Fritsch, Schwirten, 1999; Siegel et al., 1999; Lee, 2000; D'Este, Perkmann, 2011; Дежина, Симачев, 2013). При этом важно отметить, что переток знаний между бизнесом

и наукой, как правило, носит двусторонний характер (Meyer-Krahnmer, Schmoch, 1998).

Вместе с тем коренные различия между бизнесом и наукой обуславливают не только выгоды и преимущества, но и препятствия для их взаимодействия. Существенная часть возникающих проблем вызвана «несовместимостью культур» фирм и исследовательских организаций: несопадением ценностей, приоритетов, мотиваций к сотрудничеству, разными временными рамками работ и пр. (Cyert, Goodman, 1997; Siegel et al., 1999; Wu, 2000; Schartinger et al., 2001; Elmuti et al., 2005; Bodas Freitas, Verspagen, 2009; Kodcharat, Chaikew, 2012). Бизнес заинтересован в оперативном решении сугубо практических задач и получении коммерциализуемых результатов, которые часто предпочитает хранить в секрете; исследователи, как правило, ориентированы на более размеренную деятельность по получению новых знаний, их планомерному накоплению, опубликованию, а также на расширение своего научного кругозора и авторитета (Wu, 2000; Schartinger et al., 2001; Bodas Freitas, Verspagen, 2009; Liu, 2009; Симачев и др., 2014).

Снижение барьеров между производителями и потребителями знаний — важное условие их успешного взаимодействия и в конечном счете — эффективного функционирования инновационной системы (Wu, 2000; Kodcharat, Chaikew, 2012; Симачев и др., 2014). По этой причине большое значение имеет реализуемая государством научно-техническая и инновационная политика, одна из ключевых задач которой — стимулировать взаимодействие, связи и партнерства участников инновационных процессов ввиду наличия соответствующих «системных провалов» (Dasgupta, David, 1994; Vozeman, 2000; Gök, Edler, 2011). Поддерживая научно-производственную кооперацию, государство в конечном счете ускоряет инновационное развитие и обеспечивает международную конкурентоспособность (Hagedoorn et al., 2000).

Наше исследование призвано оценить масштабы и результативность взаимодействия российского бизнеса с сектором исследований и разработок; выявить особенности фирм, взаимодействующих с отечественными научными организациями и вузами; проанализировать проблемы и препятствия для научно-производственной кооперации, оценить роль государства в их смягчении.

Исследовательские вопросы и гипотезы

Масштабы и результативность научно-производственной кооперации

В экономической литературе примерно с середины 1990-х годов отмечается тенденция к усилению роли университетов и исследовательских центров как источника коммерческих технологий для бизнеса (например, см.: Narin et al., 1997; Henderson et al., 1998; Vozeman, 2000; Cohen et al., 2002). Это, однако, может быть связано с общим повышением кооперационной активности фирм в исследовательской

и инновационной сферах и усилением спроса на использование комплекса внешних источников знаний — не только научных организаций и вузов, но и конкурентов, потребителей, поставщиков. Это следствие повышения сложности, рискованности и затратности инновационной деятельности (Hagedoorn, Schakenraad, 1992, 1993; Becker, Dietz, 2004; Badillo, Moreno, 2016).

Эмпирические исследования, посвященные рассмотрению различных механизмов распространения инноваций, в большинстве случаев показывают, что организации исследовательского сектора несколько реже выступают источником инноваций для фирм, чем потребители, поставщики или конкуренты (Kaufmann, Tödtling, 2001; Cohen et al., 2002; Monjon, Waelbroeck, 2003; Laursen, Salter, 2004; Amara, Landry, 2005; Gómez et al., 2016); подобная закономерность прослеживается и в России (Simachev et al., 2014; Roud, Vlasova, 2020). При этом исследовательские организации и университеты не замещают иные внешние и внутренние источники знаний и инноваций для бизнеса, а дополняют их (Laursen, Salter, 2004; Tether, Tajar, 2008).

В ряде исследований отмечена высокая значимость взаимодействия фирм с университетами и исследовательскими центрами в рамках инновационной деятельности, в том числе с точки зрения ее успешности. Так, согласно результатам опроса руководителей исследовательских подразделений 76 крупнейших американских компаний, около $\frac{1}{10}$ коммерциализированных ими инноваций в 1975—1985 гг. не были бы внедрены без использования результатов исследований университетов и специализированных научных центров. Сопоставимая доля инноваций могла быть разработана фирмами самостоятельно, однако это потребовало бы существенно больших затрат и времени (Mansfield, 1991). Близкие результаты были получены на основе данных обследования более чем 2 тыс. германских фирм (Beise, Stahl, 1999). Положительная связь между вовлечением университетов в исследовательские проекты фирм и их успешной коммерциализацией выявлена и в другой работе (Link, Ruhm, 2009). Сектор исследований и разработок — важный источник создания и развития инновационных высокотехнологичных стартапов в Великобритании. Деятельность исследовательских организаций не приводит к возникновению большого числа партнерств, а способствует созданию немногочисленных успешных конкурентоспособных фирм (Romijn, Albu, 2001).

Среди эффектов взаимодействия фирм с организациями исследовательской сферы наиболее часто рассматривается выпуск новой продукции. В частности, отмечается положительная связь научно-производственной кооперации с внедрением продуктовых инноваций (Becker, 2003); показано, что у фирм, взаимодействующих с наукой, выше удельный вес новой и усовершенствованной продукции (Faems et al., 2005; Arvanitis, 2008), они чаще осваивают выпуск новых для рынка продуктов (Kaufmann, Tödtling, 2001) и генерируют больший объем их продаж в расчете на одного работника (Belderbos et al., 2004a). Отмечается, что фирмы, взаимодействующие с университетами и научными центрами, более склонны внедрять продуктовые инновации, причем уровень оригинальности и технической сложности

последних выше (Romijn, Albu, 2001, см. также: Amara, Landry, 2005). Положительная связь между научно-производственной кооперацией и внедрением радикальных инноваций выявлена и в других работах (Kaufmann, Tödtling, 2001; Koch, Strotmann, 2008).

В большинстве работ, где отмечаются те или иные позитивные результаты деятельности фирм, взаимодействующих с научными организациями или университетами, остается открытым вопрос о причинно-следственной связи между кооперацией и достигнутыми успехами. Иными словами, был наблюдаемый прогресс обусловлен научно-производственной кооперацией или успешные, динамично развивающиеся фирмы более расположены к взаимодействию с наукой? Для ответа на подобный вопрос минимизируется эффект самоотбора с помощью попарных сопоставлений фирм в четырех группах (Löf, Broström, 2008). При этом получается неоднозначный результат: кооперация с университетами влияет на объем продаж инновационной продукции и патентную активность средних и крупных компаний обрабатывающей промышленности, однако не сказывается на этих показателях деятельности небольших фирм сферы услуг (Löf, Broström, 2008).

Гипотеза 1. Научно-производственная кооперация комплементарна другим внешним источникам инноваций и оказывает положительное влияние на результаты инновационной деятельности фирм, в том числе на вывод новых продуктов и услуг на рынок.

Факторы взаимодействия фирм с исследовательскими организациями

Один из часто рассматриваемых факторов участия фирм в научно-производственной кооперации — их размер: положительная связь масштабов бизнеса с кооперационной активностью в целом и взаимодействием с наукой в частности отмечается в значительном числе исследований (Cassiman, Veugelers, 2002; Leiponen, 2002; Miotti, Sachwald, 2003; Mohnen, Hoareau, 2003; Becker, Dietz, 2004; Belderbos et al., 2004a, 2004b; Laursen, Salter, 2004; Veugelers, Cassiman, 2005; López, 2008; Симачев и др., 2014; Aristei et al., 2016; Badillo, Moreno, 2016; de Moraes Silva et al., 2018; Roud, Vlasova, 2020). Возможное объяснение данного эффекта состоит в том, что научно-производственная кооперация требует организационных и финансовых затрат, которые проще нести крупным компаниям в силу больших ресурсных возможностей (Laursen, Salter, 2004; Симачев и др., 2014). Вместе с тем в некоторых случаях существенную роль в коммерциализации исследований и разработок университетов и научных центров играют близкие им небольшие фирмы — в частности, это прослеживалось в сфере биотехнологий в США (Owen-Smith et al., 2002).

В некоторых исследованиях (Link, Rees, 1990; Audretsch, Vivarelli, 1996) отмечается, что малый бизнес получает большую отдачу от взаимодействия с наукой, чем крупные компании. Это может быть обусловлено бюрократизацией внутрифирменных процессов последних (Link, Rees, 1990). Вероятно, именно по этой причине в ряде случаев небольшие, тесно связанные с университетами фирмы берут

на себя посредническую роль во взаимодействии крупного бизнеса с университетской наукой (Pavitt, 2001). Выявлено важное различие в подходах крупного и малого бизнеса к научно-производственной кооперации (Santoro, Chakrabarti, 2002): небольшие фирмы сильнее вовлечены в проведение кооперационных исследований и трансфер технологий с целью развития ключевых для себя технологических областей, а крупные компании чаще используют научные организации в качестве источника знаний и финансируют проводимые ими исследования для развития дополнительных (неключевых) технологических направлений и сфер деятельности.

Что же касается возраста фирм, то вопреки зарубежным свидетельствам более высокого спроса на исследования и разработки научных центров и университетов со стороны стартапов (Schartinger et al., 2001; Cohen et al., 2002), часть которых изначально формируется в тесном партнерстве с университетами и исследовательскими организациями и ориентирована на использование и капитализацию создаваемых ими знаний (Romijn, Albu, 2001), в России выше склонность к взаимодействию с наукой у давно функционирующих фирм (Симачев и др., 2014; Roud, Vlasova, 2020). Это можно объяснить устоявшейся практикой и традициями научно-производственной кооперации, сложившимися еще в советские времена.

В аспекте отраслевой специфики взаимодействия фирм с наукой наиболее часто наблюдается более высокая интенсивность инновационных взаимодействий в целом и научно-производственной кооперации в частности в высокотехнологичных и знаниеемких отраслях (Hagedoorn, 1993; Laursen, Salter, 2004; Arranz, de Arroyabe, 2008; Segarra-Blasco, Arauzo-Carod, 2008; De Faria et al., 2010; Симачев и др., 2014; Roud, Vlasova, 2020). Это принято связывать с более высокой сложностью и динамичностью инновационных процессов в таких отраслях, что обуславливает большую потребность в притоке внешних знаний (Dachs et al., 2008; Roud, Vlasova, 2020). Впрочем, отмечался и обратный эффект: более высокая кооперационная активность фирм низкотехнологичных секторов по сравнению с высокотехнологичными (Becker, Dietz, 2004). Имеются свидетельства, что взаимодействие с наукой более важно для фирм низкотехнологичных секторов (Arundel, Geuna, 2004).

Отмечаются секторальные различия в подходах фирм к научно-производственной кооперации: компании из высокотехнологичных отраслей чаще практикуют трансфер технологий и проведение совместных исследований, а фирмы из ресурсоинтенсивных секторов чаще используют организации научной сферы в качестве источника знаний и финансируют проводимые ими исследования (Santoro, Chakrabarti, 2002). Межсекторальные различия в интенсивности научно-производственной кооперации имеют сложную природу и связаны с большим количеством отраслевых параметров, в число которых входит, например, динамика занятости (Schartinger et al., 2001). Наконец, результаты некоторых исследований свидетельствуют о незначимости отраслевой принадлежности фирм для научно-производственной кооперации на фоне других характеристик (Dachs et al., 2008; Bekkers, Vodas Freitas, 2009).

Принципиально важной характеристикой фирм, в существенной мере определяющей их кооперационную активность, принято считать «абсорбционную способность» (absorptive capacity) — способность воспринимать и использовать новые знания и информацию (Cohen, Levinthal, 1989, 1990; Zahra, George, 2002). На практике эту способность чаще принято соотносить с такими характеристиками фирм, как качество человеческого капитала (квалификация работников) (Leiponen, 2002; Frenz et al., 2004; De Faria et al., 2010; Roud, Vlasova, 2020) и интенсивность НИОКР (Cohen, Levinthal, 1989; Cassiman, Veugelers, 2002; Mohnen, Hoareau, 2003; Veugelers, Cassiman, 2005; Segarra-Blasco, Arauzo-Carod, 2008).

При наличии ряда эмпирических подтверждений положительной связи кооперационной активности фирм с качеством человеческого капитала (Leiponen, 2002; Löf, Broström, 2008; De Faria et al., 2010) существенно больше внимания в литературе, посвященной взаимодействию фирм с наукой, уделяется второй составляющей «абсорбционной способности» — исследованиям и разработкам, в том числе проводимым самими фирмами. Положительная связь между величиной затрат на НИОКР и научно-производственной кооперацией объясняется тем, что существенный объем таких расходов означает иное качество инновационной деятельности, большую потребность в инновациях, в результате чего фирма уделяет существенное внимание внешним источникам знаний, отслеживает появление передовых разработок и технологий на рынке (Симачев и др., 2014). Важность для научно-производственной кооперации именно внутрифирменных НИОКР объясняется тем, что получаемые от науки разработки не всегда полностью готовы к внедрению, а часто нуждаются в доработке, порой существенной, поэтому внутрифирменные НИОКР не замещают, а дополняют внешние источники знаний (Cohen, Levinthal, 1989; Pavitt, 1991; Quintas et al., 1992; Bloedon, Stokes, 1994; Rosenberg, Nelson, 1994; Beise, Stahl, 1999; Jensen, Thursby, 2001; Becker, Dietz, 2004). Но есть свидетельства замещения собственных исследований и разработок заказом НИОКР у научных организаций и университетов (Arranz, de Arroyabe, 2008; de Moraes Silva et al., 2018). При этом использование сложных знаний, исходящих от университетов и исследовательских организаций, требует более высокого уровня финансирования НИОКР, чем усвоение более простых знаний, источниками которых выступают поставщики или потребители (Cohen, Levinthal, 1990).

В настоящее время существует значительное число эмпирических подтверждений более высокой интенсивности НИОКР у фирм, участвующих в научно-производственной кооперации (Veugelers, 1997; Beise, Stahl, 1999; Schartinger et al., 2001; Cassiman, Veugelers, 2002; Becker, 2003; Becker, Dietz, 2004; Belderbos et al., 2004a; Laursen, Salter, 2004; Segarra-Blasco, Arauzo-Carod, 2008; Симачев и др., 2014; Aristei et al., 2016). При этом наряду с тезисом о том, что фирмам для успешной кооперации требуется сначала развить свою «абсорбционную способность», увеличив объем исследований и разработок (Cohen, Levinthal, 1989; Beise, Stahl, 1999; Belderbos et al., 2004a), существуют свидетельства увеличения расходов на НИОКР уже в процессе

взаимодействия с наукой (Berman, 1990; Becker, 2003), а в некоторых случаях прослеживается как первое, так и второе (Veugelers, 1997; Becker, Dietz, 2004). Наконец, отмечается незначимость интенсивности НИОКР для научно-производственной кооперации (López, 2008; Eom, Lee, 2010).

Принадлежность компаний к бизнес-группе в общем случае положительно сказывается на интенсивности их кооперации — причем не только с другими участниками группы (Miotti, Sachwald, 2003; Belderbos et al., 2004a), но, по некоторым свидетельствам, и с внешними исследовательскими организациями (Arranz, de Arroyabe, 2008), поскольку такие фирмы могут использовать финансовые и технологические возможности группы, что позволяет им легче нести издержки взаимодействия с наукой и делает их более привлекательными партнерами для кооперации (Belderbos et al., 2004a). Вместе с тем принадлежность фирм зарубежному капиталу может оказывать негативное влияние на их участие в научно-производственной кооперации, поскольку такие фирмы могут в существенной мере полагаться на трансфер знаний и технологий от материнских компаний и самостоятельно проводить лишь прикладные разработки, не требующие привлечения внешних контрагентов (Veugelers, Cassiman, 2005). Данный эффект прослеживается и в России (Roud, Vlasova, 2020), однако он не универсален, а зависит от соотношения возможностей сектора исследований и разработок в странах расположения материнской и дочерней компаний (Gerybadze, Reger, 1999). Кроме того, в странах с масштабным государственным сектором, как в Италии и России, прослеживается взаимосвязь участия фирм в научно-производственной кооперации с их принадлежностью государству или государственным компаниям (Piga, Vivarelli, 2004; Roud, Vlasova, 2020).

В отношении влияния конкуренции на научно-производственную кооперацию полученные к настоящему времени эмпирические результаты противоречивы: отмечаются как положительная связь интенсивности конкуренции с кооперационной активностью фирм (Hayton et al., 2010; Aristei et al., 2016), так и отрицательная связь между ними (Colombo et al., 2006), а также ее отсутствие (Roud, Vlasova, 2020). Кроме того, выявлено наличие немонотонной зависимости научно-производственной кооперации от конкуренции: Ω -образной в случае ценовой конкуренции и U -образной в случае конкуренции по качеству (Bolli, Woerter, 2013).

В ряде исследований в качестве ключевого фактора взаимодействия различных участников инновационных процессов рассматривается благоприятная региональная инновационная среда, способствующая интенсивному обмену знаниями, формирующаяся вокруг ведущих университетов, которые служат источником инноваций и кадров для взаимодействующих с ними фирм, а порой — вокруг крупных исследовательских центров или технологических фирм (Camagni, 1993; Beise, Stahl, 1999; Romijn, Albu, 2001; Scharfetter et al., 2001; Sheehan, Wyckoff, 2003; Arundel, Geuna, 2004; Fromhold-Eisebith, 2004). Ограниченность интенсивной кооперации пределами одного региона объясняется важностью неформальных персональных коммуникаций для передачи некодифи-

пированного знания (Quintas et al., 1992; Beise, Stahl, 1999; Maskell, Malmberg, 1999; Smith et al., 2000): поскольку перспективные разработки университетов и исследовательских центров часто находятся на ранней стадии (формирования и проверки концепции), для их внедрения требуется прямое общение работников фирм с разработчиками (Fritsch, Schwirten, 1999; Jensen, Thursby, 2001; Agrawal, Cockburn, 2003). Кроме того, региональной локализации кооперационных связей способствует распространенная практика одновременной занятости наиболее квалифицированных специалистов в университетах (исследовательских центрах) и взаимодействующих с ними фирмах (Romijn, Albu, 2001).

Преимущественно внутрирегиональный характер перетока знаний и взаимодействия бизнеса с наукой имеет немало эмпирических подтверждений (Dill, 1990; Acs et al., 1992; Jaffe et al., 1993; Audretsch, Feldman, 1996; Fritsch, Schwirten, 1999; Sternberg, 1999; Agrawal, Cockburn, 2003; Данилова, 2013). Однако часто наблюдается и иная картина: близость партнеров не оказывает существенного влияния ни на интенсивность кооперации (Vedovello, 1997), ни на ее успешность (Mora-Valentin et al., 2004), а межрегиональные научно-производственные связи как минимум не менее важны, чем внутрирегиональные (Grotz, Braun, 1997; Beise, Stahl, 1999; Kaufmann, Tödtling, 2001; Monjon, Waelbroeck, 2003).

Отмечаемую в некоторых исследованиях положительную связь между научно-производственной кооперацией и экспортом (Leiponen, 2002; Lööf, Broström, 2008) можно объяснить, во-первых, самоотбором фирм (Lööf, Broström, 2008), во-вторых, эффектом обучения от экспорта (Голикова и др., 2012) и, в-третьих, влиянием самой кооперации на экспортную активность (D'Angelo, 2012).

Гипотеза 2. При прочих равных более склонны к научно-производственной кооперации фирмы, достаточно давно функционирующие на рынке (созданные в советский период), а также фирмы с существенным объемом расходов на исследования и разработки.

Барьеры научно-производственной кооперации, роль государства в их снижении

Как было отмечено ранее, фундаментальная проблема научно-производственной кооперации — «различие культур» бизнеса и науки (систем ценностей, целей, подходов к деятельности и т.п.). Это обуславливает коммуникационные барьеры и трудности при организации взаимодействия, передаче и адаптации нового знания (Cyert, Goodman, 1997; Siegel et al., 1999; Wu, 2000; Scharfetter et al., 2001; Elmuti et al., 2005; Bodas Freitas, Verspagen, 2009; Kodcharat, Chaikew, 2012). Помимо этого, существенную роль играют недостаточная осведомленность бизнеса и науки друг о друге и об имеющихся возможностях для сотрудничества (Siegel et al., 1999; Wu, 2000; Scharfetter et al., 2001), а также трудности и проблемы управления совместной деятельностью, причем прежде всего со стороны организаций исследовательского сектора (Scharfetter et al., 2001; Дежина, Симачев, 2013). В России существенными препятствиями для кооперации выступают

ограниченность финансовых ресурсов предприятий (из-за высокой стоимости работ и услуг научных организаций и вузов; Roud, Vlasova, 2020), не устраивающий бизнес уровень их качества (Симачев и др., 2014), недостаточно благоприятные для взаимодействия институциональные условия, низкий уровень доверия между сторонами и предшествующий негативный опыт кооперации (Kravchenko et al., 2019).

Полученные ранее эмпирические результаты позволяют предположить, что проблемы научно-производственной кооперации отчасти «отпугивают»: представители фирм, не имеющих релевантного опыта взаимодействия с наукой, часто склонны переоценивать их значимость, что снижает заинтересованность таких фирм в научно-производственной кооперации (Schartinger et al., 2001; D'Este et al., 2012). Это, впрочем, не относится к проблеме недостаточной эффективности менеджмента в научных организациях, которая, напротив, нередко вскрывается уже в процессе взаимодействия (Симачев и др., 2014). Если успешный опыт научно-производственной кооперации стимулирует стороны к дальнейшему сотрудничеству, то негативный опыт, напротив, снижает заинтересованность в дальнейшем взаимодействии. Вместе с тем прошлые неудачи кооперации могут играть и позитивную роль, предоставляя возможность учиться на допущенных ошибках (Kaymaz, Eryigit, 2011).

Наличие существенных противоречий и проблем во взаимоотношениях науки и бизнеса служит основанием для государственного вмешательства, которое должно быть направлено на снижение имеющихся барьеров. К числу ключевых функций государства в рамках «тройной спирали» принято относить создание благоприятных условий для взаимодействия науки и бизнеса, согласование «векторов» развития исследований и их использования производством (Etzkowitz, Leydesdorff, 2000; Дежина, Киселева, 2007), причем важным условием эффективного функционирования системы «государство—наука—бизнес» являются партнерские отношения между сторонами (Dudin et al., 2015). Примерно с начала 1980-х годов (в Великобритании и Японии раньше) стимулирование развития исследовательских партнерств в целом и взаимодействия науки и бизнеса в частности стало одним из важных направлений государственной политики в ряде стран (Bozeman, 2000; Hagedoorn et al., 2000; Cunningham, Link, 2015; Tidd, Bessant, 2018), что незамедлительно привлекло внимание исследователей к данному фактору научно-производственной кооперации. Позднее в значительном числе работ отмечалось наличие положительной связи между взаимодействием бизнеса с наукой и применением различных мер и инструментов государственной поддержки (Miotti, Sachwald, 2003; Mohnen, Hoareau, 2003; Belderbos et al., 2004a; Piga, Vivarelli, 2004; Arranz, de Arroyabe, 2008; Dachs et al., 2008; Segarra-Blasco, Arauso-Carod, 2008; Liu, 2009; Eom, Lee, 2010; Aristei et al., 2016; Badillo, Moreno, 2016; de Moraes Silva et al., 2018). Но такую связь можно объяснить как собственно стимулирующим влиянием государственной поддержки на научно-производственную кооперацию, так и более высокими шансами получить поддержку фирм, взаимодействующих с наукой. В исследованиях, где рассматривался «чистый» эффект воздействия государст-

венных мер на научно-производственную кооперацию, как правило, отмечалось наличие положительного вклада господдержки во взаимодействие фирм с наукой (Busom, Fernández-Ribas, 2008; Marzucchi, Montresor, 2013), однако порой такой вклад оказывался слабым или незначимым (Belderbos et al., 2004a; Hægeland, Møen, 2007).

В России в последнее десятилетие государство уделяет существенное внимание развитию сотрудничества фирм с организациями, выполняющими исследования и разработки, и прежде всего с университетами (подробнее об этом см., например: Симачев, Кузык, 2015). Позитивное влияние соответствующих мер на взаимодействие бизнеса и науки отмечается в литературе (Зудин и др., 2017; Roud, Vlasova, 2020).

Гипотеза 3. Препятствия для взаимодействия бизнеса с сектором исследований и разработок носят в значительной мере «отпугивающий» характер. Государственная поддержка, оказываемая компаниям, снижает остроту проблем их взаимодействия с научными организациями и вузами. При этом участию компаний в научно-производственной кооперации наиболее благоприятствует партнерская модель их взаимоотношений с государством.

Эмпирическая база исследования

Доступные статистические данные дают представление об удельном весе фирм, взаимодействующих с научными организациями и вузами в исследовательской сфере, в ряде секторов, а также о количестве реализуемых ими проектов. Вместе с тем официальная статистика не отражает иные — помимо отраслевой принадлежности фирм — факторы научно-производственной кооперации, не дает возможности судить о ее вкладе в результаты деятельности компаний, не позволяет выявить взаимосвязь масштабов кооперации и сопутствующих ей проблем с государственной поддержкой фирм. Поэтому для проверки сформулированных нами гипотез необходимо использовать «субъективную статистику» — опросные данные.

Информационной основой настоящего исследования послужили результаты опроса¹ руководителей российских фирм четырех отраслей экономики, официально отнесенных к числу базовых несырьевых: сельского хозяйства, обрабатывающей промышленности, строительства и транспорта, при этом каждый из секторов был представлен не менее чем двумя различными подотраслями. Опрос проведен в июле—сентябре 2019 г. в 23 субъектах РФ семи федеральных округов. Выборка квотировалась по подотраслям, представительству малого, среднего и крупного бизнеса в каждой подотрасли, а также по региональной принадлежности компаний. Итоговую выборку обследования составили 713 фирм.

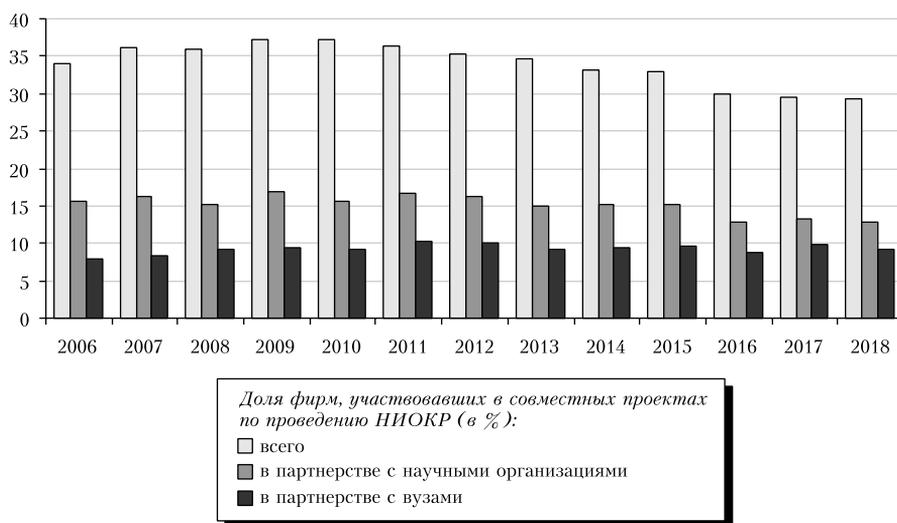
¹ Опрос организован в рамках научно-исследовательского проекта НИУ ВШЭ «Анализ факторов и проблем повышения производительности труда на российских предприятиях, повышение роли науки и образования в обеспечении роста производительности», полевые работы проводились Информационно-издательским центром «Статистика России».

Результаты анализа

Масштабы и результативность научно-производственной кооперации

Согласно данным официальной статистики (Гохберг и др., 2020), в 2018 г. в обрабатывающей промышленности 29% компаний, внедрявших технологические инновации, реализовывали совместные проекты НИОКР с привлечением внешних организаций, 13% таких фирм взаимодействовали при этом с научными организациями, 9% — с вузами (рис. 1). В течение последнего десятилетия в российской экономике наблюдается неблагоприятный тренд — снижение удельного веса фирм, реализующих совместные проекты НИОКР, а также фирм, делающих это в партнерстве с научными организациями. Наряду с этим удельный вес компаний, взаимодействующих с вузами в рамках совместных проектов НИОКР, остается достаточно стабильным.

Кооперация российских фирм обрабатывающей промышленности, внедрявших технологические инновации, при выполнении НИОКР

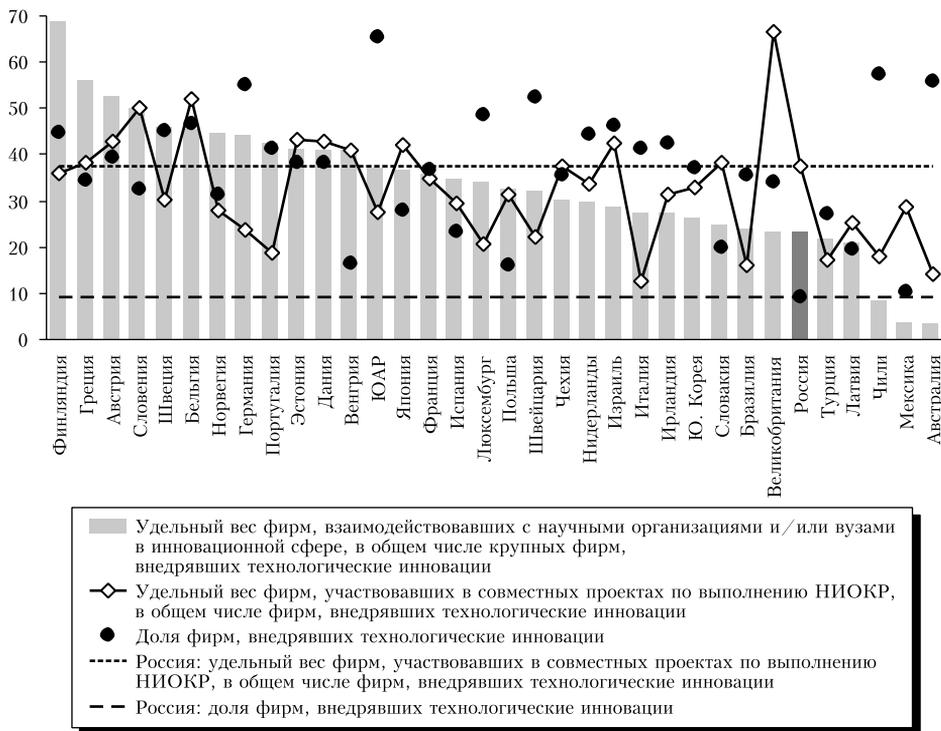


Источник: составлено авторами на основе данных статистических сборников НИУ ВШЭ «Индикаторы инновационной деятельности», 2008–2020 (<https://www.hse.ru/primarydata/ii/>).

Рис. 1

В целом уровень вовлеченности российских инновационных фирм в научно-производственную кооперацию невысок: по данным ОЭСР, на начало текущего десятилетия Россия уступала по этому показателю не только большинству индустриально развитых стран, но и ряду новых индустриальных, а также некоторым странам с переходной экономикой (рис. 2). Если говорить о взаимодействии инновационных фирм с любыми типами партнеров при выполнении НИОКР, то в данном отношении Россия уже не выглядит столь явно отстающей, опережая ряд развитых стран, включая Германию и Швейцарию. Это позволяет предположить,

**Показатели инновационной активности и кооперации фирм в 2012 г.
(или ближайшем, на который доступны данные):
межстрановые сопоставления (в %)**



Источники: составлено авторами на основе данных в: OECD 2013, 2015; Индикаторы инновационной деятельности, НИУ ВШЭ, 2014–2017 (<https://www.hse.ru/primarydata/ii/>).

Рис. 2

что слабое взаимодействие российских фирм с организациями сектора исследований и разработок обусловлено проблемами в последних. Впрочем, очевидно и то, что дело не только в них — уровень инновационной активности российских компаний на фоне многих других стран низок.

Используемые данные обследования компаний, как и ряд полученных ранее эмпирических результатов (например, см.: Иванов и др., 2012), свидетельствуют о том, что для российских инновационных фирм характерна pull-модель инновационной деятельности: главным стимулом для внедрения всех типов инноваций выступает изменение запросов потребителей. Кроме того, значимую роль играют примеры других фирм (российских и зарубежных), ужесточение технического регулирования, а также новые продукты и услуги поставщиков. При этом у фирм-конкурентов чаще всего заимствуются передовые практики организации производства или управления, изменение стандартов побуждает к технологическим изменениям, а новые предложения поставщиков стимулируют прежде всего продуктовые нововведения (рис. 3). Движение в российской промышленности «инновационной волны» снизу вверх по кооперационной цепочке отмечалось ранее (Simachev et al., 2014). Данный эффект в существенной мере связан

Основные стимулы для инновационной деятельности компаний, внедрявших разные типы инноваций (в %)



Источник: составлено авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

Рис. 3

с ограниченной ролью государства (крупных госкомпаний) как потребителя передовой инновационной продукции.

Что же касается модели «технологического толчка» (technology push), то она распространена существенно меньше, а главное ее проявление — использование зарубежных разработок, тогда как предложения российских научных организаций и вузов относятся к числу наиболее редких стимулов для всех типов инноваций. При этом в отличие от ряда зарубежных наблюдений и вопреки нашему предположению в России соответствующие разработки не имеют статистически значимой связи с другими источниками инноваций, за исключением поддержки со стороны федеральных властей и рекомендаций представителей органов власти². Это позволяет предположить, что именно *государство часто выступает движущей силой взаимодействия компаний с отечественной наукой*.

В компаниях, источником инноваций которых служили *исследования и разработки сторонних организаций* — как отечественных, так и зарубежных, чаще, чем в других инновационных фирмах, отмечена за пятилетний период позитивная динамика выручки, экспорта и расходов на НИОКР (табл. 1). Кроме того, инновационная деятельность таких компаний была более эффективной — об этом свидетельствуют более частый на общем фоне рост производительности труда и вывод на рынки новой в мировом или национальном масштабе продукции. Отметим, что последнее было наиболее характерно для предприятий, источником инноваций которых были зарубежные разработки.

² Коэффициент корреляции Спирмена 0,18 (значим на уровне 1%) и 0,1 (5%) соответственно.

**Характеристики деятельности фирм,
использовавших разные источники инноваций в 2013–2018 гг. (в %)**

Характеристика деятельности		Инновационные фирмы	В том числе использовавшие в качестве источника инноваций						Фирмы, финансировавшие НИОКР
			запросы потребителей	примеры зарубежных конкурентов	примеры российских конкурентов	предложения поставщиков	разработки зарубежных организаций	разработки российских организаций	
Изменение объемов выручки ^a	сокращение	24,0	24,4	26,6	26,0	12,3	14,3	14,3	21,9
	рост	55,1	58,8	54,3	51,2	64,6	65,7	66,7	56,7
Изменение объемов экспорта ^a	сокращение	11,0	10,7	21,3	14,2	9,2	11,4	14,3	15,2
	рост	17,7	20,8	26,6	19,7	23,1	25,7	19,0	23,0
Изменение доли на рынке	сокращение	16,6	13,1	12,8	20,5	9,2	8,6	4,8	11,8
	рост	30,9	33,8	33,0	31,5	40,0	31,7	42,9	34,3
Изменение производительности труда ^a	сокращение	11,2	11,2	6,4	11,0	6,2	11,4	9,6	6,2
	рост	53,9	60,0	67,0	55,9	47,7	65,7	66,7	61,2
Изменение объемов финансирования НИОКР ^a	сокращение	9,6	6,2	8,5	10,9	4,6	8,6	10,0	10,2
	рост	16,3	24,8	27,7	18,6	16,9	31,4	35,0	31,2
Внедрение новой продукции (услуг)	нет	6,7	3,1	0,0	5,6	1,5	0,0	9,5	13,5
	новая для фирмы	78,5	82,5	67,0	80,1	81,6	48,6	57,2	62,4
	новая для мира и/или России	14,8	14,4	33,0	14,3	16,9	51,4	33,3	24,2

^a В сопоставимых ценах.

Источник: составлено авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

Можно предположить, что выявленные успехи в деятельности компаний, почерпнувших свои инновации от организаций исследовательского сектора, связаны с большей «глубиной» их инновационной активности, которая проявилась в финансировании исследований и разработок. Однако данное предположение подтверждается лишь отчасти: компании с расходами на НИОКР несколько выделяются на фоне всех инновационных фирм динамикой производительности и новизной выводимой на рынок продукции, *но уступают в данном отношении компаниям, инновации которых были основаны на разработках организаций исследовательской сферы.* Тем не менее это не дает нам достаточных оснований утверждать, что именно научно-производственная кооперация привела к выявленным успехам.

Для проверки гипотезы о позитивном влиянии взаимодействия с исследовательскими организациями на деятельность фирм требуется выделить эффекты и изменения, которые были следствием именно научно-производственной кооперации и не произошли бы в ее отсутствие. Такую оценку позволяет получить сопоставление результатов деятельности фирм, напрямую взаимодействовавших с наукой, с контрольной группой максимально близких им фирм, не практиковавших такого взаимодействия.

Результаты расчетов (табл. 2) свидетельствуют, с одной стороны, о наличии *значимого эффекта воздействия научно-производственной кооперации на экспорт*, а также позволяют предположить слабое позитивное влияние на выручку, объем финансирования НИОКР и производительность труда. Кроме того, доля на рынке компаний, взаимодействовавших с наукой, несколько чаще, чем фирм контрольной группы, увеличивалась, однако чаще и сокращалась, что, возможно, было следствием более высокой рискованности инноваций, для подготовки которых привлекались внешние исполнители НИОКР.

С другой стороны, вопреки нашему предположению проведенный анализ не выявил позитивного влияния кооперации на освоение инновационной продукции. Правда, обращает на себя внимание тот факт, что *только компании, взаимодействовавшие с наукой, выводили*

Т а б л и ц а 2

Оценка эффектов воздействия^а научно-производственной кооперации на характеристики деятельности фирм в 2013–2018 гг.

Характеристика деятельности		Исследуемая группа: фирмы, заказывавшие проведение НИОКР научным организациям и/или вузам, %	Контрольная группа: фирмы, НЕ заказывавшие проведение НИОКР научным организациям и/или вузам, %	АТТ ^б : среднее воздействие
Изменение объемов выручки ^в	сокращение	26,7	33,3	0,067
	рост	51,1	48,9	
Изменение объемов экспорта ^в	сокращение	20,0	28,9	0,178
	рост	24,4	17,8	
Изменение доли на рынке	сокращение	20,0	17,8	0,000
	рост	31,1	26,7	
Изменение производительности труда ^в	сокращение	6,7	8,9	0,067
	рост	64,4	57,8	
Изменение объемов финансирования НИОКР ^в	сокращение	11,1	15,6	0,067
	рост	40,0	31,1	
Внедрение новой продукции (услуг)	нет	8,9	8,9	-0,022
	новая для фирмы	62,2	62,2	
	новая для России	22,2	28,9	
	новая для мира	6,7	0,0	

^а Оценка эффектов воздействия проводилась методом сопоставления подобных по склонности (propensity score matching; например, см.: Симачев и др., 2017) на основе следующих параметров фирм: продолжительность функционирования, численность работников, отраслевая принадлежность, структура собственности, участие в интегрированной структуре, уровень инновационного развития региона, доля высококвалифицированного персонала, отношение расходов на НИОКР к выручке, наличие экспорта, уровень конкуренции, наличие государственной поддержки. Рассматривались только компании, финансировавшие НИОКР в 2013–2018 гг.

^б Показатель АТТ (average treatment for treated) отражает усредненную разность значений показателя в парах ближайших соседей из исследуемой и контрольной групп: принимает значение «1», если в каждой паре компания, взаимодействовавшая с наукой, превосходит контрольную по рассматриваемому показателю, «-1» — в противоположной ситуации (подробнее см.: Симачев и др., 2017).

^в В сопоставимых ценах.

Источник: рассчитано авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

в рассматриваемый период на рынок продукцию, новую в мировом масштабе, однако незначительное число таких радикальных инноваторов не позволяет делать далеко идущие выводы.

*Факторы исследовательской активности
и научно-производственного взаимодействия*

Прежде чем рассматривать особенности фирм, взаимодействовавших с научными организациями и вузами, остановимся на факторах их инновационной и исследовательской деятельности, поскольку научно-производственная кооперация тесно связана как с первой, так и со второй.

Частотный и регрессионный анализ (табл. 3) свидетельствует о том, что инновационная активность значимо смещена в сторону крупных и относительно «возрастных» фирм и более характерна для предприятий обрабатывающей промышленности, причем одновременно как высокотехнологичных, так и низкотехнологичных отраслей, дочерних компаний бизнес-групп и получателей господдержки. Последнее, однако, можно объяснить не только влиянием господдержки на инновационную деятельность фирм, но и традиционной для администраторов мер государственного стимулирования склонностью поддерживать заведомо успешные и эффективные компании во избежание негативных результатов поддержки (Ясин, 2018). Кроме того, инновационную активность чаще проявляли фирмы с большим удельным весом высококвалифицированных кадров и компаний, находящихся в условиях жесткой конкуренции с другими отечественными производителями.

В отличие от инновационной активности, *финансирование НИОКР нехарактерно для предприятий низкотехнологичных отраслей промышленности*. Прослеживается *значимая положительная взаимосвязь исследовательской активности фирм с наличием экспорта*: фирмы-экспортеры конкурируют на внешних, глобальных рынках, что определяет более высокий спрос на радикальные инновации.

Факторы размещения фирмами заказов на НИОКР у внешних исполнителей в значительной мере совпадают с факторами исследовательской активности в целом: к кооперации менее остальных склонны предприятия низкотехнологичных отраслей промышленности, а также небольшие фирмы; положительная связь с аутсорсингом НИОКР выявлена для компаний с существенной долей квалифицированного персонала, конкурирующих с российскими производителями, работающими на экспорт и получающих господдержку. Вместе с тем принадлежность к госсектору, при прочих равных, снижает склонность компаний к привлечению внешних исполнителей НИОКР.

Для взаимодействия компаний с организациями исследовательской сферы прослеживается положительная связь с масштабами бизнеса, господдержкой и конкуренцией — *причем не столько с российскими фирмами, сколько с импортом*. Конкуренция с зарубежными производителями ведется прежде всего по качеству и новым свойствам продукции (например, см.: Засимова и др., 2008), что мотивирует компании к выводу на рынок новых продуктов и услуг, для чего чаще требуется привлечение внешних компетенций.

Факторы инновационной, исследовательской активности и научно-производственной кооперации в 2013–2018 гг.: частотный и регрессионный анализ ($N = 713$)

	Зависимая переменная												
	внедрение инноваций ^а		финансирование НИОКР ^а		заказ НИОКР у сторонних исполнителей ^а		заказ НИОКР у российских научных организаций/вузов ^а		заказ НИОКР у внешних специалистов напрямую ^а		коэф. регрессии ^б		
	доля ^б , %	коэф. регрессии ^б	доля ^б , %	коэф. регрессии ^б	доля ^б , %	коэф. регрессии ^б	доля ^б , %	коэф. регрессии ^б	доля ^б , %	коэф. регрессии ^б			
Продолжительность функционирования ^в	до 5 лет	52,7	база	14,5	база	14,5	база	14,5	база	3,6	база	3,6	база
	5–10 лет	63,9		19,7		14,8		2,5		2,5		9,8	
	10–25 лет	67,7	+	28,3		17,0		5,3		5,3		12,7	
	свыше 25 лет	71,2	+	30,2		19,5		10,2		10,2		9,7	
Отраслевая принадлежность ^г	сельское хозяйство	65,3	база	36,6	база	26,6	база	8,1	база	17,7	база	4,6	---
	низкотехнологичные отрасли промышленности	71,7	+	17,1	---	9,2		16,7		4,8		9,5	
	среднетехнологичные отрасли промышленности	66,7		23,8		33,1		14,2		14,2		19,6	
	высокотехнологичные отрасли промышленности	79,1	++	50,7		15,4	--	9,6	--	3,8	--	5,8	--
	строительство	58,7		11,2	---	7,0	---	1,4	---	1,4	---	4,9	---
Численность работников ^д , человек	менее 100	58,7	база	16,6	база	9,0	база	3,1	база	4,9	база	4,9	база
	101–250	63,9		25,0		16,1	++	5,2		10,8	++	10,8	++
	251–1000	74,5	++	33,0	+++	22,3	+++	6,9		13,3	+++	13,3	+++
	свыше 1000	90,6	+++	50,9	+++	39,6	+++	22,6		22,6	++	22,6	+++
Структура собственности ^е	принадлежность к госсектору	56,1	---	22,7		15,2	-	9,1		9,1		14,0	
	принадлежность иностранному капиталу	74,0		30,0		20,0		16,3	база	6,3	база	10,0	база
Участие в интегрированной структуре (холдинге и т. п.) ^ж	нет	63,7	база	25,2	база	18,9		28,0		12,0		11,5	
	дочерняя компания	75,7	+	27,7		44,0		28,0		12,0		16,0	

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 3

Независимая переменная	Зависимая переменная											
	внедрение инноваций ^а		финансирование НИОКР ^а		заказ НИОКР у сторонних исполнителей ^б		заказ НИОКР у российских организаций/вузов ^а		заказ НИОКР у внешних специа-листов напрямую ^а		коэф. регрессии ^в	
	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в		
Уровень инновационного развития региона ^д	58,0	база	17,0	база	13,0	база	4,0	база	9,0	база		
	68,0		26,3		15,9		5,2		10,4			
	69,1		29,8		20,4		8,4		11,2			
Доля высоко-квалифицированных сотрудников, %	до 20	база	19,4	база	12,3	база	6,4	база	7,0	база		
	20–40		26,3		16,6		4,6		12,0			
	40–60	+	30,1	+	20,5	+	7,7	+	11,5	+		
	свыше 60	+	31,4	+	20,9	+	7,2	+	11,8	+	+	
Конкуренция на внутреннем рынке с российскими фирмами ^д	50,9	база	12,7	база	3,6	база	0,0	0,0	3,6	база		
	66,1		26,8	+	17,4	+	6,9	+	11,3	+		
	71,2	+	28,5	+	19,7	+	6,8	+	10,8	+		
Конкуренция на внутреннем рынке с зарубежными фирмами ^е	62,1	база	20,0	база	12,7	база	2,3	база	10,5	база		
	67,6		26,6		15,8		7,2	+	9,5	–		
	74,6		36,8		26,5		11,9	+	11,9	–		
Экспорт ^а	61,5	база	17,7	база	11,5	база	3,6	база	8,5	база		
	77,8	есть	43,2	+	28,4	+	11,5	+	14,4			
Господдержка ^а	59,8	база	16,5	база	8,5	база	2,8	база	4,5	база		
	78,0	+	41,3	+	30,3	+	11,5	+	19,5	+		
Все фирмы	67,0		26,4		17,3		6,3		10,5			

^а Когда-либо в рассматриваемый период.^б В общем числе компаний соответствующей категории.^в Приведены знаки значимых коэффициентов бинарной логистической регрессии: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.^г По состоянию на 2018 г.^д В соответствии с: Абдрахманова и др., 2020.

Источники: рассчитано авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

Альтернативой размещению заказов на НИОКР у организаций исследовательского сектора может служить привлечение для их проведения отдельных ученых и экспертов по прямым договорам. Подобная неинституциональная форма научно-производственной кооперации, в отличие от взаимодействия с научными организациями и вузами, характерна не только для крупных, но и для средних фирм (вероятно, позволяет им избегать высоких транзакционных издержек взаимодействия с крупными исследовательскими организациями и вузами), а также положительно связана с конкуренцией с отечественными производителями и отрицательно — с импортом. Кроме того, значимым фактором персонифицированного взаимодействия фирм с учеными и экспертами выступает *существенная доля высококвалифицированных кадров* — можно предположить, что получаемые в этом случае результаты НИОКР нуждаются в значительной «доводке», а для этого необходимы собственные развитые компетенции.

Ввиду отмеченной общности факторов исследовательской активности компаний и их участия в научно-производственной кооперации важным представляется вопрос о том, что выделяет фирмы, использующие внешние источники знаний, среди компаний, финансирующих исследования и разработки (табл. 4). В целом аутсорсинг НИОКР наиболее характерен для крупных фирм, получателей господдержки и компаний с существенным объемом расходов на НИОКР и не характерен для предприятий, действующих в условиях низкой конкуренции с другими российскими производителями. Также отметим, что *все недавно созданные фирмы, финансировавшие НИОКР, привлекали к их проведению внешних исполнителей* — вероятно, из-за отсутствия собственных сформировавшихся компетенций в данной сфере.

Взаимодействие фирм с организациями исследовательской сферы положительно связано с принадлежностью иностранным собственникам, государственной поддержкой, существенными расходами на НИОКР и конкуренцией, причем не только с российскими, но и зарубежными компаниями, и несвойственно дочерним компаниям холдингов. Кроме того, на фоне других компаний, финансирующих НИОКР, предприятия, взаимодействующие с наукой, нередко выделяются небольшим удельным весом высококвалифицированных кадров (за рубежом чаще наблюдается противоположная зависимость — см., например: Leiponen, 2002; Löf, Broström, 2008; De Faria et al., 2010). Возможно, именно *недостаточный уровень собственного человеческого капитала* побуждает такие фирмы привлекать для выполнения НИОКР специализирующиеся на этом организации, а не проводить их собственными силами. При этом здесь нельзя исключать наличия U-образной зависимости, поскольку наименее склонны к кооперации с наукой компании со средним удельным весом квалифицированных сотрудников.

В отличие от институциональной кооперации с организациями исследовательского сектора, привлечение отдельных специалистов по прямым договорам менее характерно для компаний, конкурирующих на внутреннем рынке с зарубежными производителями, и фирм-экспортеров. Иными словами, данный вариант кооперации более присущ компаниям, не испытывающим существенного конкурентного давления

**Факторы научно-производственной кооперации компаний,
финансировавших НИОКР в 2013–2018 гг.: частотный и регрессионный анализ (N = 188)**

Независимые переменные	Зависимые переменные: заказ НИОКР							
	у сторонних исполнителей ^а		у российских научных организаций/вузов ^а		у внешних специалистов напрямую ^а		доля ^б , %	коэф. регрессии ^с
	доля ^б	коэф. регрессии ^с	доля ^б , %	коэф. регрессии ^с	доля ^б , %	коэф. регрессии ^с		
Продолжительность функционирования ^з	до 5 лет	100,0	100	25,0	база	25,0	25,0	база
	5–10 лет	75,0		12,5		50,0	50,0	
	10–25 лет	60,0		18,8		44,7	44,7	
Отраслевая принадлежность ^з	свыше 25 лет	64,8		33,8		32,4	32,4	
	сельское хозяйство	73,3	база	22,2	база	48,9	48,9	база
	низкотехнологичные отрасли промышленности	53,8		23,1		26,9	26,9	
Структура собственности ^з	среднетехнологичные отрасли промышленности	70,0		20,0		40,0	40,0	
	высокотехнологичные отрасли промышленности	65,3		28,0		38,7	38,7	
	строительство	62,5		25,0		37,5	37,5	
Численность работников, человек	транспорт	62,5		12,5		43,8	43,8	
	менее 100	54,1	база	18,9	база	29,7	29,7	база
	101–250	64,5		21,0		43,5	43,5	
Уровень инновационного развития региона ^с	251–1000	67,7		21,0		40,3	40,3	
	свыше 1000	77,8	++	44,4		44,4	44,4	+
	принадлежность к госсектору	66,7		40,0		40,0	40,0	
Участие в интегрированной структуре (холдинге и т.п.) ^д	принадлежность иностранному капиталу	66,7		33,3	++	46,7	46,7	
	нет	64,7	база	25,0	база	39,7	39,7	база
	дочерняя компания	68,3		19,5	--	41,5	41,5	
Уровень инновационного развития региона ^с	головная компания	63,6		27,3		36,4	36,4	
	низкий	76,5	база	23,5	база	52,9	52,9	база
	средний	60,5	-*	19,8		39,5	39,5	
	высокий	68,2		28,2		37,6	37,6	

Независимые переменные	Зависимые переменные: заказ НИОКР						
	у сторонних исполнителей ^а		у российских научных организаций / вузов ^а		у внешних специалистов напрямую ^б		
	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	доля ^б , %	коэф. регрессии ^в	
Доля высококвалифицированных сотрудников ^в , %	до 20	база	33,3	база	36,1	база	
	20–40		17,5	–***	45,6		
	40–60		25,5	–*	38,3		
	свыше 60		22,9	–*	37,5	+	
Конкуренция на внутреннем рынке с российскими фирмами ^в	слабая	база	0,0	0,0	28,6	база	
	умеренная	+***	25,8		42,3		
	сильная	+***	23,8		38,1		
Конкуренция на внутреннем рынке с зарубежными фирмами ^в	слабая	база	11,5	база	52,5	база	
	умеренная		27,1	+***	35,6	–*	
	сильная		32,4	+**	32,4	–**	
Экспорт ^а	нет	база	20,5	база	48,2	база	
	есть		26,7		33,3	–**	
Господдержка ^а	нет	база	17,1	база	27,1	база	
	есть	+***	28,0	+	47,5	+***	
Отношение расходов на НИОКР к выручке ^а , %	менее 0,1	база	22,2	база	38,3	база	
	0,1–1	+**	20,4		46,3		
Все фирмы, финансирующие НИОКР в 2013–2018 гг.	свыше 1	+***	39,0	+***	46,3	+	
			23,9		39,9		

^а Когда-либо в рассматриваемый период.^б В общем числе компаний соответствующей категории.^в Приведены знаки значимых коэффициентов бинарной логистической регрессии: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.^г По состоянию на 2018 г.^д В соответствии с: Абдрахманова и др., 2020.

Источники: рассчитано авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

иностранных фирм. Кроме того, привлечение внешних специалистов положительно связано с наличием собственных квалифицированных кадров. Неинституциональная кооперация, как и аутсорсинг НИОКР в целом и институциональное взаимодействие с организациями научной сферы, характерна для получателей господдержки и фирм со значимыми расходами на НИОКР.

Предположение о положительной связи между участием фирм в научно-производственной кооперации и величиной их затрат на НИОКР подтвердилось. Вместе с тем, вопреки ожиданиям, мы не обнаружили статистически значимой связи между взаимодействием с наукой и возрастом фирм, что может свидетельствовать об утрате прежней роли сформированных в советское время научно-производственных связей.

*Проблемы научно-производственной кооперации,
взаимоотношения с государством*

Основным препятствием для взаимодействия фирм с российскими организациями исследовательской сферы выступает высокая стоимость услуг последних (рис. 4). При этом данная проблема отчасти «отпугивает»: руководители компаний, участвующих во внутрироссийской научно-производственной кооперации, отмечали ее заметно реже, чем представители фирм, не имевших подобного опыта в последние пять лет. Вторая по частоте упоминания проблема — недостаточное качество работ российских организаций, напротив, «вскрывается»: ее почти

Проблемы взаимодействия бизнеса с российскими организациями исследовательской сферы: частота упоминания руководителями фирм, финансировавших НИОКР (в %)



Источник: составлено авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

Рис. 4

вдвое чаще отмечали руководители компаний, заказывавших НИОКР у российских научных организаций или вузов.

Еще одна проблема, явно недооцениваемая бизнесом, который не взаимодействует с наукой, — *низкая заинтересованность организаций исследовательского сектора в объемах заказов, которые готовы предложить фирмы*: ее отмечали исключительно представители фирм, участвующих в научно-производственной кооперации. Отметим, что с данным препятствием чаще других встречаются малые предприятия и высокотехнологичные фирмы и не сталкиваются компании госсектора.

Вопреки нашему предположению, полученные результаты не позволяют говорить о сколько-нибудь явном снижении остроты проблем научно-производственной кооперации под влиянием государственной поддержки — скорее наоборот: получатели поддержки, взаимодействующие с наукой, существенно чаще сталкиваются с проблемой не устраивающего их качества предлагаемых работ и услуг. С учетом отмеченной выше положительной связи между господдержкой и научно-производственной кооперацией можно предположить, что *инструменты государственного стимулирования действительно побуждают бизнес к кооперации с организациями исследовательской сферы, однако получаемые при этом результаты бизнес часто считает неудовлетворительными*.

Следует также обратить внимание на тот факт, что руководители фирм, заказывавших НИОКР у научных организаций и у вузов, по-разному оценили состав проблем научно-производственной кооперации (рис. 5). Представители компаний, заказывавших НИОКР у научных организаций, относительно часто отмечали недостаточное государственное стимулирование научно-производственной кооперации, а в случае взаимодействия с вузами существенно более значимой была проблема высокой стоимости работ и услуг. Можно предположить, что акцент государственной политики на стимулировании кооперации бизнеса именно с университетами сформировал у последних завышенные стоимостные ожидания.

Основные проблемы научно-производственной кооперации: частота упоминания руководителями фирм, взаимодействовавших с российскими научными организациями и вузами (в %)



Источник: составлено авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

Рис. 5

Роль государства в развитии научно-производственной кооперации, безусловно, не исчерпывается прямой поддержкой взаимодействующих сторон и стимулирования их к сотрудничеству. Не меньшее, а скорее даже большее значение имеет создание благоприятной среды для взаимовыгодного сотрудничества. При этом во втором случае государство выступает в качестве проводника взаимодействия и партнера каждой из сторон. Доступные нам эмпирические данные свидетельствуют о том, что *в России государству более присуща стимулирующая и направляющая, нежели партнерская роль*: участие компаний в научно-производственной кооперации наиболее характерно для ситуаций, когда органы власти стимулируют их инновационную деятельность и модернизацию, а также когда от компаний требуется проявление социальной ответственности (табл. 5). Можно предположить, что *заказ исследований и разработок у государственных научных организаций и вузов де-факто выступает одной из форм социально ответственного поведения бизнеса*. При этом компании, состоящие в партнерских отношениях с властями (федеральными либо региональными), также несколько чаще остальных взаимо-

Т а б л и ц а 5

Связь научно-производственной кооперации и моделей взаимоотношения компаний с органами государственной власти

Модель взаимодействия	Заказ НИОКР у российских научных организаций/вузов в 2013–2018 гг.		коэф. регрессии ^б
	частота ^а , %		
	все компании	компании, финансировавшие НИОКР	
Государство рассматривает бизнес как равноправного партнера, привлечение инвестиций и улучшение делового климата является приоритетом для органов власти	12,7	20,0	
Государство не препятствует развитию бизнеса, но рассматривает его как младшего партнера и стремится держать под контролем стратегические решения	13,8	11,1	–*
Государство концентрирует внимание на обеспечении социальной ответственности бизнеса, но в деятельность предприятий по другим вопросам не вмешивается	16,5	33,3	+***
Государство стремится вовлекать предприятия в разного рода инновационные и/или модернизационные проекты и программы	11,7	28,9	+**
Государство практически не вмешивается в развитие бизнеса, ограничиваясь формальным контролем за соблюдением законов	29,3	26,7	
Представители государства рассматривают бизнес как источник бюджетных доходов и мало интересуются другими вопросами	50,6	42,2	
<i>N</i>	713	178	713

^а Частота упоминания в соответствующей группе компаний.

^б Модель бинарной логистической регрессии, зависимая переменная — заказ НИОКР у российских научных организаций и/или вузов. Контрольные параметры: продолжительность функционирования, численность занятых, отраслевая принадлежность, структура собственности, принадлежность к бизнес-группе, доля высококвалифицированных сотрудников, уровень инновационного развития региона, наличие экспорта, уровень конкуренции; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Источник: составлено авторами на основе данных опроса НИУ ВШЭ.

действуют с наукой, однако результаты регрессионного моделирования свидетельствуют о незначимости такой взаимосвязи.

Обсуждение основных результатов и выводы для политики

Взаимодействие науки и бизнеса представляет собой сложный феномен, уже несколько десятилетий привлекающий пристальное внимание исследователей во всем мире. Однако детальное и многоаспектное его обсуждение в экономической литературе редко приводит к однозначным выводам и оценкам: практически каждому тезису найдется контртезис, имеющий не менее весомые эмпирические подтверждения. Характер и особенности научно-производственной кооперации в значительной степени определяются страновой спецификой и сложившимися институтами в инновационной сфере.

В российской экономике потенциал влияния научно-производственной кооперации на развитие фирм используется не в полной мере. Во-первых, по доле инновационных фирм, взаимодействующих с организациями исследовательской сферы, Россия заметно уступает не только большинству индустриально развитых стран, но и ряду новых индустриальных, а также некоторым странам с переходной экономикой, и удельный вес инновационно активных фирм в нашей стране низок. Во-вторых, хотя взаимодействующие с наукой фирмы, как правило, более успешны, полученные результаты позволяют с достаточной степенью уверенности говорить лишь о положительном влиянии научно-производственной кооперации на экспорт, наличие которого характерно для достаточно узкого круга фирм, а в общем случае речь может идти, скорее, о позитивном самоотборе фирм, пользующихся услугами и компетенциями исследовательского сектора.

Тот факт, что взаимодействие с наукой характерно прежде всего для крупного бизнеса, означает наличие существенного ресурса развития научно-производственной кооперации за счет многочисленных небольших фирм, что особенно важно в силу имеющихся свидетельств большей отдачи от взаимодействия с наукой именно для малого бизнеса. Однако подобному развитию событий препятствуют, с одной стороны, невысокая инновационная активность небольших компаний, с другой — недостаточная заинтересованность организаций исследовательского сектора в относительно скромных заказах, которые способен предложить малый и средний бизнес. Последнее в существенной мере связано с сохранением науки в традиционном «советском формате», когда она представлена крупными институтами и вузами и, как правило, государственная.

Вопреки нашему предположению мы не обнаружили значимого влияния научно-производственной кооперации на вывод инновационной продукции на рынок. При этом следует отметить, что почти $\frac{2}{3}$ фирм, освоивших в последние годы производство такой продукции, и примерно $\frac{1}{3}$ компаний, инновационная продукция которых была новой для рынка, в принципе не финансировали НИОКР. Основными стимулами для внедрения фирмами инноваций наряду с ужесточением требова-

ний потребителей были примеры российских и зарубежных компаний. Таким образом, присущая существенной части инновационных фирм имитационная модель нововведений может отчасти ограничивать развитие их взаимодействия с наукой, хотя необходимо учитывать, что заимствование передового опыта других фирм наиболее характерно для организационных инноваций.

В отношении связи научно-производственной кооперации с «абсорбционной способностью» фирм полученные результаты выглядят неоднозначно. С одной стороны, с позиций «классической» меры данной способности фирм — интенсивности исследовательской деятельности — мы видим, что фирмы с большими удельными расходами на НИОКР чаще взаимодействуют с наукой. При этом мы выявили отрицательный, хотя и весьма слабый эффект воздействия научно-производственной кооперации на объем финансирования исследований и разработок, однако это может быть обусловлено тем, что обращение к внешним исполнителям позволяет фирмам оптимизировать соответствующие расходы. С другой стороны, взаимодействие с наукой наиболее характерно для фирм с низкой долей высококвалифицированных сотрудников, а последняя также нередко рассматривается в качестве меры «абсорбционной способности». Можно предположить, что важной причиной обращения компаний к сторонним исполнителям исследований и разработок выступает именно недостаток собственных квалифицированных кадров. При этом полученные результаты не исключают наличия U-образной зависимости между кооперационной активностью фирм и долей специалистов высокой квалификации в них.

Альтернативой взаимодействию с научными организациями и вузами для многих организаций служит привлечение к выполнению необходимых им НИОКР отдельных ученых и экспертов — данная модель используется в 1,5 раза чаще, чем институциональная кооперация, и характерна не только для средних компаний, которым может быть объективно сложно нести организационные и финансовые издержки взаимодействия с организациями исследовательской сферы³, но и для крупного бизнеса. При этом если кооперация фирм с научными организациями и вузами положительно связана с конкуренцией с импортом, то для прямого взаимодействия с учеными характерно, скорее, обратное. Можно предположить, что привлечение отдельных специалистов нередко используется компаниями в качестве своего рода «пилотов» на ранних стадиях инноваций, а конкурентное давление со стороны зарубежных фирм, часто предлагающих рынку более современную и качественную продукцию, заставляет российских производителей искать более близкие к коммерциализации разработки, предложить которые чаще способны организации исследовательской сферы. Важно также отметить, что существенным фактором применения фирмами неинституциональной модели научно-производственной кооперации вы-

³ Привлечение отдельных ученых и специалистов по прямым договорам позволяет избежать бюрократических проблем и проволочек, возникающих при институциональном взаимодействии с организациями исследовательского сектора, а также уплаты последним формальных и неформальных «комиссионных».

ступает высокая обеспеченность собственными квалифицированными кадрами. Вероятно, для доведения результатов разработок отдельных ученых и исследовательских групп до коммерческой стадии компаниям необходимо располагать качественным человеческим капиталом.

Полученные оценки дают основания полагать, что применяемые меры государственного стимулирования способствуют взаимодействию бизнеса с наукой (порой представители властных структур навязывают компаниям партнерство с научными организациями и вузами), однако качество и результаты такого взаимодействия не всегда устраивают бизнес. Вероятнее всего, заказ НИОКР у государственных научных организаций и вузов нередко рассматривается федеральными и региональными властями как своеобразная форма социальной ответственности бизнеса, однако от подобного навязанного государством взаимодействия в общем случае едва ли можно ожидать высокой эффективности. Возможно, именно в этом одна из причин слабого влияния научно-производственной кооперации на деятельность фирм. В целом, вопреки нашему предположению, государственная поддержка не обеспечивает сколько-нибудь явного снижения барьеров взаимодействия бизнеса с наукой, однако необходимо учитывать, что мы рассматривали всю совокупность инструментов государственного стимулирования, но значимое влияние на развитие научно-производственной кооперации оказывают, прежде всего, «профильные меры». Кроме того, доступные данные дают нам возможность оперировать лишь фактом оказания поддержки, а не ее объемом.

Существенное ограничение проведенного исследования состоит в том, что мы имели возможность «заслушать» лишь одну взаимодействующую сторону — фирмы. Но, как свидетельствуют проведенные ранее оценки, взгляды представителей бизнеса на проблемы и ограничения научно-производственной кооперации по ряду позиций заметно расходятся с точкой зрения представителей науки: последние видят ключевое препятствие для развития взаимодействия с бизнесом в слабой восприимчивости российских компаний к инновациям, причем данная проблема «вскрывается», а не «отпугивает».

На наш взгляд, проблема низкой инновационной восприимчивости бизнеса носит системный характер и напрямую связана с немотивированностью многих российских компаний к развитию и росту в современных условиях. Даже среди наиболее отсталых фирм немалая часть де-факто удовлетворена своим текущим положением, не заинтересована во внедрении инноваций и повышении производительности труда (Симачев и др., 2020). Успешные фирмы часто опасаются расширять свою деятельность, поскольку это сделает их более заметными для властей и участников рынка и повлечет за собой риски дополнительных проверок, промышленного шпионажа, рейдерства и т. п. Кроме того, в условиях усиления «конкуренции юрисдикций» наиболее успешные инновационные российские фирмы из некапиталоинтенсивных отраслей на этапе роста нередко переносят свою деятельность в зарубежные страны с более благоприятными условиями ведения бизнеса. Отмеченную проблему невозможно решить лишь мерами государственного стимулирования, сколь бы эффективными они ни были. Требуется реально улучшить деловой климат и провести более глубокие институциональные изменения в секторе российской науки.

Список литературы / References

- Абдрахманова Г. И. и др. (2020). Рейтинг инновационного развития субъектов Российской Федерации. Вып. 6. М.: НИУ ВШЭ. [Abdrakhmanova G. I. et al. (2020). Russian regional innovation scoreboard, Iss. 6. Moscow: HSE, 2020. (In Russian).]
- Голикова В., Гончар К., Кузнецов Б. (2012). Влияние экспортной деятельности на технологические и управленческие инновации российских фирм // Российский журнал менеджмента. Т. 10, № 1. С. 3–28. [Golikova V., Gonchar K., Kuznetsov B. (2012). The impact of exports on technological and management innovations of the firm. *Russian Management Journal*, Vol. 10, No. 1, pp. 3–28. (In Russian).]
- Гохберг Л. М. и др. (2020). Индикаторы инновационной деятельности. М.: НИУ ВШЭ. [Gokhberg L. M. et al. (2020). *Indicators of innovation in the Russian Federation 2020: Data Book*. Moscow: HSE. (In Russian).]
- Данилова Е. (2013). Инновационный инструмент государственной поддержки научно-производственной кооперации: тематический и региональный срезы // Инновации. № 10. С. 41–50. [Danilova E. (2013). The innovative instrument of state support for research-and-production cooperation: Subject and regional aspects. *Innovatsii*, No. 10, pp. 41–50. (In Russian).]
- Дежина И., Киселева В. (2007). «Тройная спираль» в инновационной системе России // Вопросы экономики. № 12. С. 123–135. [Dezhina I., Kiseleva V. (2007). “Triple helix” in Russia’s innovation system. *Voprosy Ekonomiki*, No. 12, pp. 123–135. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2007-12-123-135>
- Дежина И., Симачев Ю. (2013). Связанные гранты для стимулирования партнерства компаний и университетов в инновационной сфере: стартовые эффекты применения в России // Журнал Новой экономической ассоциации. № 3. С. 99–122. [Dezhina I., Simachev Y. (2013). Matching grants for stimulating partnerships between companies and universities in innovation area: Initial effects in Russia. *Journal of the New Economic Association*, No. 3, pp. 99–122. (In Russian).]
- Засимова Л., Кузнецов Б., Кузык М., Симачев Ю., Чулок А. (2008). Проблемы перехода промышленности на путь инновационного развития: микроэкономический анализ особенностей поведения фирм, динамики и структуры спроса на технологические инновации (Серия «Научные доклады: независимый экономический анализ», № 201). М.: Московский общественный научный фонд. [Zasimova L., Kuznetsov B., Kuzyk M., Simachev Y., Chulok A. (2008). *Problems of switching industry to innovation-driven path* (Series “Scientific reports: Independent economic analysis”, No. 201). Moscow: Moscow Public Science Foundation. (In Russian).]
- Зудин Н., Кузык М., Симачев Ю. (2017). Научно-производственная кооперация в России: современное состояние, проблемы, влияние государственной поддержки // Российская экономика в 2016 году. Тенденции и перспективы. Вып. 38 / Под ред. С. Г. Синельникова-Мурылева, А. Д. Радыгина. М.: Изд-во Института Гайдара. С. 430–459. [Zudin N., Kuzyk M., Simachev Y. (2017). Science-industry cooperation in Russia: Current status, problems, effects of government support. In: S. G. Sinelnikov-Murylev, A. D. Radygin (eds.). *Russian economy in 2016. Trends and outlooks*, Iss. 38. М.: Gaidar Institute Publ., pp. 430–459. (In Russian).]
- Иванов Д., Кузык М., Симачев Ю. (2012). Стимулирование инновационной деятельности российских производственных компаний: возможности и ограничения // Форсайт. Т. 6, № 2. С. 18–42. [Ivanov D., Kuzyk M., Simachev Y. (2012). Fostering innovation performance of Russian manufacturing enterprises: New opportunities and limitations. *Foresight-Russia*, Vol. 6, No. 2, pp. 18–42. (In Russian).] <https://doi.org/10.17323/1995-459X.2012.2.18.41>
- Симачев Ю., Кузык М. (2015). Государственная политика по стимулированию научно-производственной кооперации // Российская экономика в 2014 году. Тенденции и перспективы. Вып. 36 / Под ред. С. Г. Синельникова-Мурылева, А. Д. Радыгина. М.: Изд-во Института Гайдара. С. 465–511. [Simachev Y., Kuzyk M. (2015). Public policy for stimulating scientific and industrial cooperation. In: S. G. Sinelnikov-Murylev, A. D. Radygin (eds.). *Russian Economy in 2014. Trends and Outlooks*, Iss. 36. Moscow: Gaidar Institute Publ., pp. 465–511. (In Russian).]

- Симачев Ю., Кузык М., Зудин Н. (2017). Результаты налоговой и финансовой поддержки российских компаний: проверка на дополнительную // Журнал Новой экономической ассоциации. № 2. С. 59–93. [Simachev Y., Kuzyk M., Zudin N. (2017). The impact of public funding and tax incentives on Russian firms: Additivity effects evaluation. *Journal of the New Economic Association*, No. 2, pp. 59–93. (In Russian).] <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2017-34-2-3>
- Симачев Ю. В., Кузык М. Г., Федюнина А. А., Юревич М. А., Зайцев А. А. (2020). Факторы роста производительности труда на предприятиях несырьевых секторов российской экономики: докл. к XXI Апр. междунар. науч. конф. по проблемам развития экономики и общества. М.: Изд. дом ВШЭ. [Simachev Y. V., Kuzyk M. G., Fedyunina A. A., Yurevich M. A., Zaytsev A. A. (2020). *Factors of labor productivity growth at enterprises of non-resource sectors of the Russian economy: Report to the XXI April international academic conference on economic and social development*. Moscow: HSE Publ. (In Russian).]
- Симачев Ю., Кузык М., Фейгина В. (2014). Взаимодействие российских компаний и исследовательских организаций в проведении НИОКР: третий не лишний? // Вопросы экономики. № 7. С. 4–34. [Simachev Y., Kuzyk M., Feygina V. (2014). R&D cooperation between Russian firms and research organizations: Is there a need for state assistance? *Voprosy Ekonomiki*, No. 7, pp. 4–34. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2014-7-4-34>
- Ясин Е. Г. (ред.) (2018). Структурные изменения в российской экономике и структурная политика: Аналитический доклад. М.: НИУ ВШЭ. [Yasin E. G. (ed.) (2018). *Structural changes in the Russian economy and structural policy: Analytical report*. Moscow: HSE Publ. (In Russian).]
- Acs Z., Audretsch D., Feldman M. (1992). Real effects of academic research: Comment. *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 363–367.
- Agrawal A., Cockburn I. (2003). The anchor tenant hypothesis: Exploring the role of large, local, R&D-intensive firms in regional innovation systems. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, No. 9, pp. 1227–1253. [https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(03\)00081-X](https://doi.org/10.1016/S0167-7187(03)00081-X)
- Amara N., Landry R. (2005). Sources of information as determinants of novelty of innovation in manufacturing firms: Evidence from the 1999 statistics Canada innovation survey. *Technovation*, Vol. 25, No. 3, pp. 245–259. [https://doi.org/10.1016/S0166-4972\(03\)00113-5](https://doi.org/10.1016/S0166-4972(03)00113-5)
- Aristei D., Vecchi M., Venturini F. (2016). University and inter-firm R&D collaborations: Propensity and intensity of cooperation in Europe. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 41, No. 4, pp. 841–871. <https://doi.org/10.1007/s10961-015-9403-1>
- Arranz N., de Arroyabe J. C. F. (2008). The choice of partners in R&D cooperation: An empirical analysis of Spanish firms. *Technovation*, Vol. 28, No. 1, pp. 88–100. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2007.07.006>
- Arundel A., Geuna A. (2004). Proximity and the use of public science by innovative European firms. *Economics of Innovation and New Technologies*, Vol. 13, No. 6, pp. 559–580. <https://doi.org/10.1080/1043859092000234311>
- Arvanitis S., Sydow N., Woerter M. (2008). Do specific forms of university-industry knowledge transfer have different impacts on the performance of private enterprises? An empirical analysis based on Swiss firm data. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 33, No. 5, pp. 504–533. <https://doi.org/10.1007/s10961-007-9061-z>
- Audretsch D. B., Feldman M. P. (1996). R&D spillovers and the geography of innovation and production. *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, pp. 630–640.
- Audretsch D. B., Vivarelli M. (1996). Firms size and R&D spillovers: Evidence from Italy. *Small Business Economics*, Vol. 8, No. 3, pp. 249–258. <https://doi.org/10.1007/BF00388651>
- Badillo E. R., Moreno R. (2016). What drives the choice of the type of partner in R&D cooperation? Evidence for Spanish manufactures and services. *Applied Economics*, Vol. 48, No. 52, pp. 5023–5044. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1170932>
- Becker W. (2003). Evaluation of the role of universities in the innovation process. *Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe*, Beitrag Nr. 241.

- Becker W., Dietz J. (2004). R&D cooperation and innovation activities of firms – evidence for the German manufacturing industry. *Research Policy*, Vol. 33, No. 2, pp. 209–223. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2003.07.003>
- Beise M., Stahl H. (1999). Public research and industrial innovations in Germany. *Research Policy*, Vol. 28, No. 4, pp. 397–422. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(98\)00126-7](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(98)00126-7)
- Bekkers R., Bodas Freitas I. M. (2008). Analysing knowledge transfer channels between universities and industry: To what degree do sectors also matter? *Research Policy*, Vol. 37, No. 10, pp. 1837–1853. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.07.007>
- Belderbos R., Carree M., Diederer B., Lokshin B., Veugelers R. (2004a). Heterogeneity in R&D cooperation strategies. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 22, No. 8–9, pp. 1237–1263. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2004.08.001>
- Belderbos R., Carree M., Lokshin B. (2004b). Cooperative R&D and firm performance. *Research Policy*, Vol. 33, No. 10, pp. 1477–1492. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2004.07.003>
- Berman E. M. (1990). The economic impact of industry-funded university R&D. *Research Policy*, Vol. 19, No. 4, pp. 97–114. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(90\)90018-2](https://doi.org/10.1016/0048-7333(90)90018-2)
- Bloedon R. V., Stokes D. R. (1994). Making university/industry collaboration research succeed. *Research-Technology Management*, Vol. 37, No. 2, pp. 44–48. <https://doi.org/10.1080/08956308.1994.11670969>
- Bodas Freitas I. M., Verspagen B. (2009). The motivations, organization and outcomes of university-industry interaction in the Netherlands. *UNU-MERIT Working Papers*, No. 2009-011.
- Bolli T., Woerter M. (2013). Competition and R&D cooperation with universities and competitors. *The Journal of Technology Transfer*, Vol. 38, No. 6, pp. 768–787. <https://doi.org/10.1007/s10961-013-9302-2>
- Bozeman B. (2000). Technology transfer and public policy: A review of research and theory. *Research Policy*, Vol. 29, No. 4–5, pp. 627–655. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(99\)00093-1](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(99)00093-1)
- Busom I., Fernández-Ribas A. (2008). The impact of firm participation in R&D programmes on R&D partnerships. *Research Policy*, Vol. 37, No. 2, pp. 240–257. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2007.11.002>
- Caloghirou Y., Kastelli I., Tsakanikas A. (2004). Internal capabilities and external knowledge sources: Complements or substitutes for innovative performance? *Technovation*, Vol. 24, No. 1, pp. 29–39. [https://doi.org/10.1016/S0166-4972\(02\)00051-2](https://doi.org/10.1016/S0166-4972(02)00051-2)
- Caloghirou Y., Tsakanikas A., Vonortas N. S. (2001). University–industry cooperation in the context of the European framework programmes. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 26, No. 1–2, pp. 153–161. <https://doi.org/10.1023/A:1013025615518>
- Camagni R. (1993). Inter-firm industrial networks: The costs and benefits of cooperative behaviour. *Journal of Industry Studies*, Vol. 1, No. 1, pp. 1–15. <https://doi.org/10.1080/13662719300000001>
- Cassiman B., Veugelers R. (2002). R&D cooperation and spillovers: Some empirical evidence from Belgium. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 4, pp. 1169–1184. <https://doi.org/10.1257/00028280260344704>
- Cohen W. M. (1995). Empirical studies of innovative activity. In: P. Stoneman (ed.). *Handbook of the economics of innovation and technological change*. Oxford: Blackwell, pp. 182–264.
- Cohen W. M., Levinthal D. A. (1989). Innovation and learning: The two faces of R & D. *Economic Journal*, Vol. 99, No. 397, pp. 569–596. <https://doi.org/10.2307/2233763>
- Cohen W. M., Levinthal D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. *Administrative Science Quarterly*, Vol. 35, No. 1, pp. 128–152. <https://doi.org/10.2307/2393553>
- Cohen W., Nelson R. R., Walsh J. P. (2002). Links and impacts: The influence of public research on industrial R&D. *Management Science*, Vol. 48, No. 1, pp. 1–23. <https://doi.org/10.1287/mnsc.48.1.1.14273>
- Colombo M. G., Grilli L., Piva E. (2006). In search of complementary assets: The determinants of alliance formation of high-tech start-ups. *Research Policy*, Vol. 35, No. 8, pp. 1166–1199. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2006.09.002>

- Cunningham J., Link A. (2015). Fostering university-industry R&D collaborations in European Union countries. *International Entrepreneurship and Management Journal*, Vol. 11, No. 4, pp. 849–860. <https://doi.org/10.1007/s11365-014-0317-4>
- Cyert R. M., Goodman P. S. (1997). Creating effective university-industry alliances: An organizational learning perspective. *Organizational Dynamics*, Vol. 25, No. 4, pp. 45–58.
- D'Angelo A. (2012). Innovation and export performance: A study of Italian high-tech SMEs. *Journal of Management & Governance*, Vol. 16, No. 3, pp. 393–423. <https://doi.org/10.1007/s10997-010-9157-y>
- Dachs B., Ebersberger B., Pyka A. (2008). Why do firms cooperate for innovation? A comparison of Austrian and Finnish CIS3 results. *International Journal of Foresight and Innovation Policy*, Vol. 4, No. 3, pp. 200–229. <https://doi.org/10.1504/IJFIP.2008.017577>
- Dasgupta P., David P. A. (1994). Toward a new economics of science. *Research Policy*, Vol. 23, No. 5, pp. 487–521. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(94\)01002-1](https://doi.org/10.1016/0048-7333(94)01002-1)
- De Faria P., Lima F., Santos R. (2010). Cooperation in innovation activities: The importance of partners. *Research Policy*, Vol. 39, No. 8, pp. 1082–1092. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2010.05.00>
- De Moraes Silva D. R., Furtado A. T., Vonortas N. S. (2018). University-industry R&D cooperation in Brazil: A sectoral approach. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 43, No. 2, pp. 285–315. <https://doi.org/10.1007/s10961-017-9566-z>
- D'Este P., Iammarino S., Savona M., von Tunzelmann N. (2012). What hampers innovation? Revealed barriers versus deterring barriers. *Research Policy*, Vol. 41, No. 2, pp. 482–488. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2011.09.008>
- D'Este P., Perkmann M. (2011). Why do academics engage with industry? The entrepreneurial university and individual motivations. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 36, No. 3, pp. 316–339. <https://doi.org/10.1007/s10961-010-9153-z>
- Dill D. D. (1990). University/industry research collaborations: An analysis of inter-organizational relationships. *R&D Management*, Vol. 20, No. 2, pp. 123–129. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9310.1990.tb00690.x>
- Dudin M., Frolova E., Gryzunova N., Shuvalova E. (2015). The triple helix model as a mechanism for partnership between the state, business, and the scientific-educational community in the area of organizing national innovation development. *Asian Social Science*, Vol. 1, No. 1, pp. 230–238. <https://doi.org/10.5539/ass.v1n1p230>
- Edquist C. (1997). System of innovation approaches – their emergence and characteristics. In: C. Edquist (ed.). *System of innovation. Technologies, institutions and organizations*. London: Pinter/Cassell, pp. 1–35.
- Elmuti D., Abebe M., Nicolosi M. (2005). An overview of strategic alliances between universities and corporations. *Journal of Workplace Learning*, Vol. 17, No. 1/2, pp. 115–129. <https://doi.org/10.1108/13665620510574504>
- Eom B.-Y., Lee K. (2010). Determinants of industry–academy linkages and their impact on firm performance: The case of Korea as a latecomer in knowledge industrialization. *Research Policy*, Vol. 39, No. 5, pp. 625–639. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2010.01.015>
- Etzkowitz H. (2003). Innovation in innovation: The triple helix of university-industry-government relation. *Social Science Information*, Vol. 42, No. 3, pp. 293–337. <https://doi.org/10.1177/05390184030423002>
- Etzkowitz H., Leydesdorff L. (2000). The dynamic of innovations: From national system and “mode 2” to a triple helix of university-industry-government relations. *Research Policy*, Vol. 29, No. 2, pp. 109–129. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(99\)00055-4](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(99)00055-4)
- Faems D., Van Looy B., Debackere K. (2005). Interorganizational collaboration and innovation: Toward a portfolio approach. *Journal of Product Innovation Management*, Vol. 22, No. 3, pp. 238–250. <https://doi.org/10.1111/j.0737-6782.2005.00120.x>
- Frenz M., Michie J., Oughton C. (2004). Co-operation and innovation: Evidence from the Community Innovation Survey. *Birkbeck Working Paper*, 04/03.
- Fritsch M., Schwirten C. (1999). Enterprise-university co-operation and the role of public research institutions in regional innovation systems. *Industry and Innovation*, Vol. 6, No. 1, pp. 69–83. <https://doi.org/10.1080/13662719900000005>

- Fromhold-Eisebith M. (2004). Innovative milieu and social capital – complementary or redundant concepts of collaboration-based regional development? *European Planning Studies*, Vol. 12, No. 6, pp. 747–765. <https://doi.org/10.1080/0965431042000251846>
- Gerybadze A., Reger G. (1999). Globalization of R&D: Recent changes in the management of innovation in transnational corporations. *Research Policy*, Vol. 28, No. 2–3, pp. 251–274. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(98\)00111-5](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(98)00111-5)
- Gök A., Edler J. (2011). The use of behavioural additionality in innovation policy-making. *MBS/MIoIR Working Paper*, No. 627.
- Gómez J., Salazar I., Vargas P. (2016). Sources of information as determinants of product and process innovation. *PLoS One*, Vol. 11, No. 4. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152743>
- Grotz R., Braun B. (1997). Territorial or trans-territorial networking: Spatial aspects of technology-oriented cooperation within the German mechanical engineering industry. *Regional Studies*, Vol. 31, No. 6, pp. 545–557. <https://doi.org/10.1080/00343409750131686>
- Hagedoorn J. (1993). Understanding the rationale of strategic technology partnering: Interorganizational modes of cooperation and sectoral differences. *Strategic Management Journal*, Vol. 14, No. 5, pp. 371–385. <https://doi.org/10.1002/smj.4250140505>
- Hagedoorn J., Link A. N., Vonortas N. S. (2000). Research partnerships. *Research Policy*, Vol. 29, No. 4–5, pp. 567–586. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(99\)00090-6](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(99)00090-6)
- Hagedoorn J., Schakenraad J. (1992). Leading companies and networks of strategic alliances in information technologies. *Research Policy*, Vol. 21, No. 2, pp. 163–190. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(92\)90039-7](https://doi.org/10.1016/0048-7333(92)90039-7)
- Hagedoorn J., Schakenraad J. (1993). Strategic technology partnering and international corporate strategies. In: K. S. Hughes (ed.). *European competitiveness*. Cambridge University Press, pp. 60–86.
- Hægeland T., Møen J. (2007). Input additionality in the Norwegian R&D tax credit scheme. *Statistics Norway Reports*, 2007/47.
- Hall B. H., Link A. N., Scott J. T. (2003). Universities as research partners. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 2, pp. 485–491. <https://doi.org/10.1162/rest.2003.85.2.485>
- Hayton J. C., Sehili S., Scarpello V. (2010). Why do firms join consortial research centers? An empirical examination of firm, industry and environmental antecedents. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 35, pp. 494–510. <https://doi.org/10.1007/s10961-010-9157-8>
- Henderson R., Jaffe A., Trajtenberg M. (1998). Universities as a source of commercial technology: A detailed analysis of university patenting. *Review of Economic and Statistics*, Vol. 80, No. 1, pp. 119–127. <https://doi.org/10.1162/003465398557221>
- Jaffe A., Trajtenberg M., Henderson R. (1993). Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, pp. 577–598. <https://doi.org/10.2307/2118401>
- Jensen R., Thursby M. (2001). Proofs and prototypes for sale: The licensing of university inventions. *American Economic Review*, Vol. 91, No. 1, pp. 240–259. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.240>
- Kaufmann A., Tödtling F. (2001). Science–industry interaction in the process of innovation: The importance of boundary-crossing between systems. *Research Policy*, Vol. 30, No. 5, pp. 791–804. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(00\)00118-9](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(00)00118-9)
- Kaymaz K., Eryigit K. Y. (2011). Determining factors hindering university–industry collaboration: An analysis from the perspective of academicians in the context of entrepreneurial science paradigm. *International Journal of Social Inquiry*, Vol. 4, No. 1, pp. 85–213.
- Kodcharat Y., Chaikew A. (2012). University and industrial sector collaboration: The key factors affecting knowledge transfer. *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 3, No. 23, pp. 130–137.
- Koch A., Strotmann H. (2008). Absorptive capacity and innovation in the knowledge intensive business service sector. *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 17, No. 6, pp. 511–531. <https://doi.org/10.1080/10438590701222987>

- Kravchenko N., Yusupova A., Kuznetsova S. (2019). Research and business cooperation: International practice and Siberian experience. *Journal of Siberian Federal University. Humanities and Social Sciences*, Vol. 12, No. 4, pp. 643–659. <https://doi.org/10.17516/1997-1370-0414>
- Laursen K., Salter M. (2004). Searching high and low: What types of firms use universities as a source of innovation? *Research Policy*, Vol. 33, No. 8, pp. 1201–1215. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2004.07.004>
- Lee Y. (2000). The sustainability of university–industry research collaboration: An empirical assessment. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 25, No. 2, pp. 111–133. <https://doi.org/10.1023/A:1007895322042>
- Leiponen A. (2002). Competencies, R&D collaboration, and innovation under different technological regimes. *ETLA Discussion Papers*, No. 704.
- Link A. N., Rees J. (1990). Firm size, university based research, and the returns to R&D. *Small Business Economics*, Vol. 2, pp. 25–31. <https://doi.org/10.1007/BF00389891>
- Link A. N., Ruhm C. J. (2009). Bringing science to market: Commercializing from NIH SBIR awards. *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 18, No. 4, pp. 381–402. <https://doi.org/10.1080/10438590802208166>
- Link A. N., Wessner C. W. (2011). Universities as research partners: Entrepreneurial explorations and exploitations. In: D. Audretsch (ed.). *Handbook of research on innovation and entrepreneurship*. London: Edward Elgar, pp. 290–299.
- Liu W. H. (2009). Academia–industry linkages and the role of active innovation policies: Firm-level evidence in Hong Kong. *Kiel Working Paper*, No. 1577.
- Lööf H., Broström A. (2008). Does knowledge diffusion between university and industry increase innovativeness? *Journal of Technology Transfer*, Vol. 33, No. 1, pp. 73–90. <https://doi.org/10.1007/s10961-006-9001-3>
- López A. (2008). Determinants of R&D cooperation: Evidence from Spanish manufacturing firms. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 26, No. 1, pp. 113–136. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2006.09.006>
- Mansfield E. (1991). Academic research and industrial innovation. *Research Policy*, Vol. 20, No. 1, pp. 1–12. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(91\)90080-A](https://doi.org/10.1016/0048-7333(91)90080-A)
- Marzucchi A., Montresor S. (2013). The multi-dimensional additionality of innovation policies. A multi-level application to Italy and Spain. *SPRU Working Paper*, No. 2013-04.
- Maskell P., Malmberg A. (1999). Localised learning and industrial competitiveness. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 23, No. 2, pp. 167–185. <https://doi.org/10.1093/cje/23.2.167>
- Metcalfe J. S. (1994). Evolutionary economics and public policy. *Economic Journal*, Vol. 104, No. 425, pp. 931–944. <https://doi.org/10.2307/2234988>
- Meyer-Krahmer F., Schmoch U. (1998). Science-based technologies: university–industry interactions in four fields. *Research Policy*, Vol. 27, No. 8, pp. 835–852. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(98\)00094-8](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(98)00094-8)
- Miotti L., Sachwald F. (2003). Co-operative R&D: Why and with whom? An integrated framework of analysis. *Research Policy*, Vol. 32, No. 8, pp. 1481–1499. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(02\)00159-2](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(02)00159-2)
- Mohnen P., Hoareau C. (2003). What type of enterprise forges close links with universities and government labs? Evidence from CIS 2. *Managerial & Decision Economics*, Vol. 24, No. 2/3, pp. 133–146. <https://doi.org/10.1002/mde.1086>
- Monjon S., Waelbroeck P. (2003). Assessing spillovers from universities to firms: Evidence from French firm-level data. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, No. 9, pp. 1255–1270. [https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(03\)00082-1](https://doi.org/10.1016/S0167-7187(03)00082-1)
- Mora-Valentin E. M., Montoro-Sanchez A., Guerras-Martin L. A. (2004). Determining factors in the success of R&D cooperative agreements between firms and research organizations. *Research Policy*, Vol. 33, No. 1, pp. 17–40. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(03\)00087-8](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(03)00087-8)
- Narin F., Hamilton K. S., Olivastro D. (1997). The increasing linkage between US technology and public science. *Research Policy*, Vol. 26, No. 3, pp. 317–330. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(97\)00013-9](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(97)00013-9)

- OECD (2013). *OECD science, technology and industry scoreboard 2013: Innovation for growth*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2015). *OECD science, technology and industry scoreboard 2015: Innovation for growth and society*. Paris: OECD Publishing.
- Owen-Smith J., Riccaboni M., Pammolli F., Powell W. W. (2002). A comparison of US and European university-industry relations in the life sciences. *Management Science*, Vol. 48, No. 1, pp. 24–43. <https://doi.org/10.1287/mnsc.48.1.24.14275>
- Pavitt K. (1991). What do we know about the usefulness of science? The case for diversity. In: D. Hague (ed.). *The management of science*. London: Macmillan, pp. 21–46.
- Pavitt K. (2001). Public policies to support basic research: What can the rest of the world learn from US theory and practice? (And what they should not learn). *Industrial and Corporate Change*, Vol. 10, No. 3, pp. 761–779. <https://doi.org/10.1093/icc/10.3.761>
- Piga C., Vivarelli M. (2004). Internal and external R&D: A sample selection approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, pp. 457–482. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00089.x>
- Quintas P., Wield D., Massey D. (1992). Academic-industry links and innovation: Questioning the science park model. *Technovation*, Vol. 12, No. 3, pp. 161–175. [https://doi.org/10.1016/0166-4972\(92\)90033-E](https://doi.org/10.1016/0166-4972(92)90033-E)
- Romijn H. A., Albu M. (2001). Explaining innovativeness in small high-technology firms in the United Kingdom. *ECIS Working Paper Series*, Vol. 200101.
- Rosenberg N., Nelson R. R. (1994). American universities and technical advance in industry. *Research Policy*, Vol. 23, No. 3, pp. 323–348. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(94\)90042-6](https://doi.org/10.1016/0048-7333(94)90042-6)
- Roud V., Vlasova V. (2020). Strategies of industry-science cooperation in the Russian manufacturing sector. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 45, No. 3, pp. 870–907. <https://doi.org/10.1007/s10961-018-9703-3>
- Santoro M. D., Chakrabarti A. K. (2002). Firm size and technology centrality in industry–university interactions. *Research Policy*, Vol. 31, No. 7, pp. 1163–1180. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(01\)00190-1](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(01)00190-1)
- Schartinger D., Schibany A., Gassler H. (2001). Interactive relations between universities and firms: Empirical evidence for Austria. *Journal of Technology Transfer*, Vol. 26, No. 3, pp. 255–268. <https://doi.org/10.1023/A:1011110207885>
- Siegel D., Waldman D., Link A. (1999). Assessing the impact of organizational practices on the productivity of university technology transfer offices: An exploratory study. *NBER Working Paper*, No. 7256. <https://doi.org/10.3386/w7256>
- Segarra-Blasco A., Arauzo-Carod J.-M. (2008). Sources of innovation and industry–university interaction: Evidence from Spanish firms. *Research Policy*, Vol. 37, No. 8, pp. 1283–1295. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.05.003>
- Sheehan J., Wyckoff A. (2003). Targeting R&D: Economic and policy implications of increasing R&D spending. *OECD STI Working Paper*, No. 2003/8.
- Simachev Y., Kuzyk M., Feygina V. (2014). The nature of innovation channels at the micro level: Evidence from Russian manufacturing firms. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 12, No. 2, pp. 103–123. <https://doi.org/10.1080/14765284.2014.900942>
- Smith H. L., Mihell D., Kingham D. (2000). Knowledge-complexes and the locus of technological change: The biotechnology sector in Oxfordshire. *Area*, Vol. 32, No. 2, pp. 179–188. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4762.2000.tb00128.x>
- Sternberg R. (1999). Innovative linkages and proximity: Empirical results from recent surveys of small and medium sized firms in German regions. *Regional Studies*, Vol. 33, No. 6, pp. 529–540. <https://doi.org/10.1080/00343409950078224>
- Tether B. S., Tajar A. (2008). Beyond industry–university links: Sourcing knowledge for innovation from consultants, private research organisations and the public science-base. *Research Policy*, Vol. 37, No. 6/7, pp. 1079–1095. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.04.003>
- Tidd J., Bessant J. R. (2018). *Managing innovation: Integrating technological, market and organizational change*. John Wiley & Sons.

- Vedovello C. (1997). Science parks and university-industry interaction: Geographical proximity between the agents as a driving force. *Technovation*, Vol. 17, No. 9, pp. 491–531. [https://doi.org/10.1016/S0166-4972\(97\)00027-8](https://doi.org/10.1016/S0166-4972(97)00027-8)
- Veugelers R. (1997). Internal R & D expenditures and external technology sourcing. *Research Policy*, Vol. 26, No. 3, pp. 303–315. [https://doi.org/10.1016/S0048-7333\(97\)00019-X](https://doi.org/10.1016/S0048-7333(97)00019-X)
- Veugelers R., Cassiman B. (2005). R&D cooperation between firms and universities. Some empirical evidence from Belgian manufacturing. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 23, No. 5–6, pp. 355–379. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2005.01.008>
- Wu V. F.S. (2000). An empirical study of university–industry research cooperation – the case of Taiwan. *Workshop of the OECDNIS Focus Group on Innovation Firm and Networks*, pp. 1–15.
- Zahra S. A., George G. (2002). Absorptive capacity: A review, reconceptualization, and extension. *Academy of Management Review*, Vol. 27, No. 2, pp. 185–203. <https://doi.org/10.5465/amr.2002.6587995>
-

Interaction of Russian business with science: Points of contact and stumbling blocks

Yury V. Simachev*, Mikhail G. Kuzyk

Authors affiliation: HSE University (Moscow, Russia).

*Corresponding author, email: yusimachev@hse.ru

The paper assesses the influence of science–business cooperation on the activity of firms, analyzes the factors of interaction of Russian companies with academic organizations and universities in the research sphere, identifies barriers to the development of cooperation between business and science. It has been established that companies whose source of innovation was external R&D were more likely to grow over the past 5 years and to create new products. However, a significant effect of the impact of cooperation with domestic research organizations was found only for the dynamics of exports. It is shown that cooperation with domestic science is more typical for high-tech industries and large Russian businesses. The factor inducing firms to outsource research is a significant level of competition. The high cost of external research services and their insufficient quality hinder the development of scientific and production cooperation. One can point to such a barrier as low interest of research organizations in the volume of orders that firms can offer. This is caused by weak institutional change in the Russian science, preservation of its orientation at the state and major players, which significantly limits the opportunities for institutional interaction of small innovative firms with science. It has been shown that the state quite effectively “pushes” companies to interact with research organizations and universities, but the results of such interaction are often unsatisfactory for firms.

Keywords: research and production cooperation, innovation activity, sources of innovation, absorption capacity, innovative receptivity of business, state support, treatment effects.

JEL: D83, L29, O31, O33, O38.

Инновационный профиль предприятий российской фармацевтической отрасли: «пациент скорее жив, чем мертв»

М. В. Подшивалова¹, И. С. Пылаева¹, С. К. Алмршед²

¹ *Южно-Уральский государственный университет
(Челябинск, Россия)*

² *Университет Аль-Мутанна (Эс-Самава, Республика Ирак)*

В статье исследуется специфика инновационной активности отечественных предприятий — производителей лекарств, которая в условиях пандемии коронавируса стала значимой для национальной безопасности. Были использованы панельные данные: из общего числа предприятий отрасли (1816) сформирована выборка из 345 инновационно активных предприятий с рядами данных длиной 20 лет. Выборка диверсифицирована по масштабам деятельности предприятий: микропредприятия, малые, средние и крупные. Эти типы предприятий сравниваются как по абсолютным показателям (размер вложений в нематериальные активы, возраст), так и относительным (частота инвестиций в инновации, коэффициент автономии, рентабельность продаж и активов, доля нематериальных активов в выручке и активах). Проанализированы предприятия, не вошедшие в выборку, чтобы выявить эффективность внедрения инноваций в отрасли. Создан инновационный профиль предприятий отрасли в разрезе масштабов деятельности, а также сделан вывод о специфике инновационной активности предприятий отечественной фармацевтической отрасли, в которой, как и в глобальной фармацевтике, крупные предприятия лидируют в разработке и внедрении инноваций. Российским крупным компаниям также свойственно использовать микропредприятия для реализации рискованных проектов. В целом в России заложены основы для перехода к новой модели инновационного развития фармацевтической отрасли, основанной на кооперации крупного и малого бизнеса.

Подшивалова Мария Владимировна (podshivalovamv@susu.ru), д. э. н., доцент, проф. кафедры «Финансовые технологии» ЮУрГУ; *Пылаева Ирина Сергеевна* (irenpylaeva74@gmail.com), аспирант кафедры «Финансовые технологии» ЮУрГУ; *Алмршед Саттар Кадим* (sattarchelyabinsk@gmail.com), преподаватель кафедры менеджмента Университета Аль-Мутанна.

Ключевые слова: инновационная активность, промышленные предприятия, производство лекарств, высокотехнологичная отрасль, малое предпринимательство, нематериальные активы, инновационный профиль.

JEL: L65, O32.

Введение

Инновации давно признаны основным источником удержания конкурентных преимуществ бизнеса. В условиях развития гиперконкуренции и глобализации инновационная активность приобретает стратегическую важность для успеха компании на международных рынках. Более того, активный переход «на цифру» и появление новых технологий Индустрии 4.0 означает, что продуктовые и процессные инновации актуальны для всех отраслей промышленности (Adams et al., 2006; Forsman, 2011; Szetto, 2001). Такие цифровые технологии, как телемедицина, анализ больших данных, роботизация, получают все большее распространение в фармацевтике глобального уровня, влияя на процессы разработки и внедрения инноваций всех видов (McKinsey, 2018).

Согласно данным официальной статистики, показатели инновационной активности в России невысокие и они существенно дифференцированы по отраслям (Гохберг и др., 2019). Этот факт означает наличие отраслевой специфики инновационных процессов, которая должна быть выявлена и учтена при разработке методических инструментов оценки и управления инновациями на российских предприятиях. Несмотря на это, в пуле научных работ последних 10 лет доля эмпирических исследований по данной тематике невелика (менее 1%). Об этом свидетельствует контент-анализ публикаций, индексируемых РИНЦ¹. Преимущественно авторы этих публикаций исследуют инновационный профиль регионов, редко — отдельных компаний или отраслей.

Поэтому можно говорить о сложившемся в настоящее время несоответствии актуальности задач идентификации отраслевой специфики инновационных процессов в России и фокуса эмпирических исследований последних лет. Наша работа является попыткой устранить данный пробел в отношении производства лекарственных средств и материалов, применяемых в медицинских целях. Эта отрасль стала объектом нашего исследования по нескольким причинам: во-первых, она относится к высокотехнологичным; во-вторых, имеет наивысшие показатели инновационной активности в отечественной промышленности (Гохберг и др., 2019), а значит, наибольшее число предприятий, стабильно внедряющих инновации. В-третьих, в период пандемии коронавируса от развития инновационного потенциала фармацевтических компаний зависит национальная безопасность. Инновационный профиль компаний фармацевтической отрасли мы создали на основе анализа панельных данных классическими методами статистического анализа.

¹ Расчеты авторов по данным портала eLibrary.ru о числе публикаций с ключевыми словами «анализ инновационной активности», «инновационный профиль» за период с 2010 по 2020 г.

Формирование выборки инновационных компаний отрасли

Термин «инновационная активность», согласно Росстату, определяется как степень участия предприятия в инновационной деятельности в целом или отдельных ее видов в течение определенного периода времени. В силу этого в качестве инновационно активных компаний были отобраны действующие предприятия, имеющие на своем балансе нематериальные активы (НМА). Обоснованием такого решения является последнее издание Руководства Осло (ОЭСД/Eurostat, 2018), согласно которому вложения в НМА признаются одним из видов инновационной активности компаний. Разновидностью данного вида активов предприятий выступают продуктовые и процессные инновации, защищаемые патентами². В фармотрасли продуктовые инновации представлены сегодня разработкой сложных препаратов (произведенные с помощью геной инженерии) и нишевых продуктов (препараты от редких заболеваний), а также развитием новых способов доставки действующего вещества в организм (например, пластыри, наночипы и ингаляции вместо инъекций) (McKinsey, 2018). Процессные инновации связаны прежде всего с процессом производства, например используется искусственный интеллект для сокращения количества ошибок при разработке лекарственной формулы или повышении точности диагностирования заболеваний (в обоих случаях патентуется соответствующий алгоритм).

Здесь и далее под инновациями и инновационной активностью понимается деятельность фармкомпаний по защите своей интеллектуальной собственности посредством формирования нематериальных активов. Обратим внимание, что свойственная фармацевтическому рынку проблема дженериков в данной статье не рассматривается, поскольку воспроизведенные лекарства, в составе которых содержится вещество, идентичное ранее изобретенному и запатентованному другой компанией (дженерики), не патентуются, а проходят процедуру государственной регистрации лекарственных средств (в качестве разрешения на торговлю), соответственно, не отражаются в составе НМА фармкомпаний³. В свою очередь под инновационным профилем компаний отрасли мы понимаем набор показателей инновационной активности и финансового состояния бизнеса, дающий усредненную характеристику инновационного статуса предприятия за весь период его жизни.

Источником информации послужила база данных контрагентов СПАРК, период анализа — временной интервал с 2000 по 2019 г. (всего 20 отчетных периодов). Исходная выборка состояла более чем из 1800 действующих промышленных предприятий отрасли (основной вид деятельности ОКВЭД 21). Исходная структура выборки с разбивкой по мас-

² Патентная защита на лекарственные средства в РФ оформляется патентом на химическую формулу, способ получения химического соединения, фармацевтическую композицию на основе химического соединения, способ применения химического соединения или фармацевтической композиции; способ лечения с использованием химического соединения или фармацевтической композиции.

³ Кроме того, случаи производства лекарств сторонних производителей по лицензии, согласно РСБУ, не относятся к НМА (это неисключительные права), а учитываются в составе расходов будущих периодов.

штабу деятельности предприятий представлена на рисунке 1. Критериями такого разделения стали нормы, установленные Федеральным законом № 209-ФЗ «О развитии малого и среднего предпринимательства в Российской Федерации»⁴.

При последующей обработке выборки исключались нерепрезентативные предприятия:

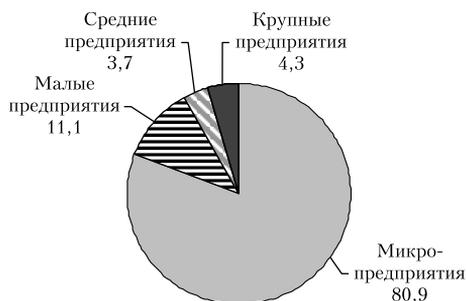
- с незначительными суммами НМА в трех и менее периодах (не отвечают критерию регулярности инновационной деятельности);

- со средней списочной численностью равной одному человеку (исключены фирмы неформального сектора – фирмы-«однодневки»).

Общее число инновационно активных предприятий высокотехнологичной отрасли (ОКВЭД 21), включенных в итоговую выборку, составило 345 (рис. 2). Это означает, что лишь каждое пятое предприятие отрасли имеет опыт внедрения процессных и продуктовых инноваций, защищаемых патентами разных видов. Согласно опросам Высшей школы экономики (Гохберг и др., 2019), каждое третье предприятие данной отрасли заявляло о внедрении инноваций. Подобное несоответствие доли инновационно активных фирм обусловлено тем, что не все виды инноваций сопряжены с вложениями в НМА.

Диаграмма на рисунке 2 иллюстрирует распределение инновационных предприятий по масштабам деятельности: 70% составляет малый бизнес, в том числе микропредприятия; доля крупных и средних предприятий составляет 18 и 12% соответственно. Как видно из рисунков 1 и 2, исходная и конечная выборки существенно отличаются по структуре. Несмотря на то что в обеих выборках преобладают микропредприятия, в финальном варианте их доля сокращается вдвое – с 81 до 41%. Эта группа сократилась наиболее значительно. Процесс отбора предприятий итоговой выборки представлен на рисунке 3.

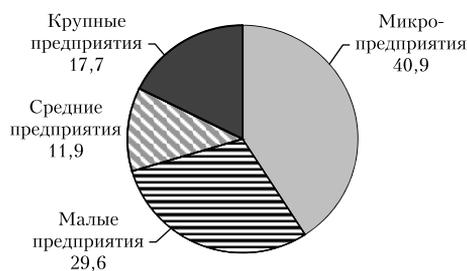
Структура исходной выборки предприятий по масштабу (в %)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 1

Структура итоговой выборки предприятий по масштабу (в %)

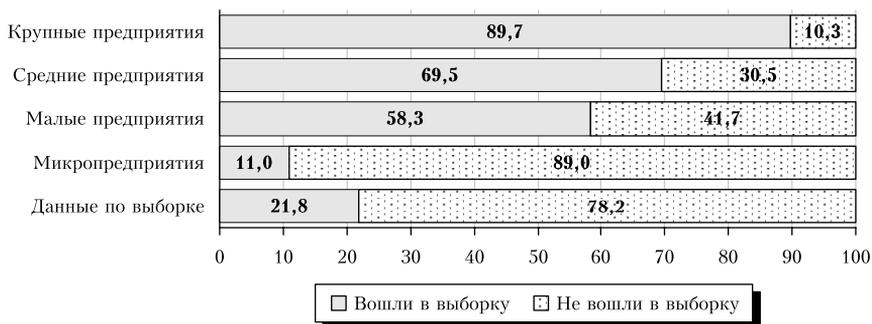


Источник: расчеты авторов.

Рис. 2

⁴ Федеральный закон от 24.07.2007 № 209-ФЗ «О развитии малого и среднего предпринимательства в Российской Федерации».

Структура предприятий исходной выборки (доля, в %)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 3

Как видно, число крупных предприятий сократилось минимально (лишь 10%). Это означает, что 90% из них имеют вложения в НМА. В отношении остальных предприятий наблюдалась закономерность: чем меньше масштаб деятельности, тем больше предприятий не вошли в итоговую выборку, то есть «отсеялись» из-за отсутствия НМА на балансе. Обратим внимание лишь на существенную дифференциацию степени инновационной активности в группах: если среди малых компаний объекты интеллектуальной собственности на балансе имеет примерно каждое второе предприятие, то среди микропредприятий — лишь каждое десятое. Структура выборки по совокупному размеру инвестиций в НМА в разрезе групп предприятий представлена на рисунке 4.

Большую часть (65%) совокупного объема (113,7 млрд руб.) составляют НМА крупного бизнеса (174,7 млрд руб.) и 25% — среднего (43,8 млрд руб.). Инвестирование малых и микропредприятий в НМА не превышает 10% общего уровня вложений инновационных компаний отрасли (17,2 млрд руб.). Это означает, что микропредприятия играют незначительную роль в формировании инновационной системы фармацевтической отрасли, а крупные и средние — лидирующую.

Структура выборки по совокупному размеру инвестиций в НМА (в %)



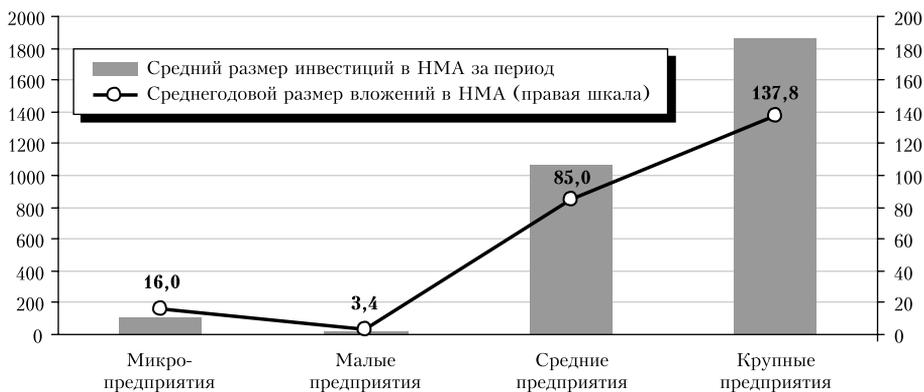
Источник: расчеты авторов.

Рис. 4

Результаты анализа

На первом этапе анализа мы определили усредненный и совокупный показатели инвестирования в НМА для каждой группы предприятий (рис. 5). Механизм расчетов среднегодового размера вложений

**Средний размер инвестиций в НМА
по группам предприятий, 2000–2019 гг. (млн руб.)**



Источник: расчеты авторов.

Рис. 5

в НМА состоял в следующем: высчитывалось среднее значение НМА за период жизни каждого предприятия, далее среднее выводилось по каждой группе предприятий.

Сопоставление показало следующее.

1) Крупные и средние предприятия инвестируют в НМА значительно большие суммы, чем малые предприятия. Так, средний размер годовой суммы НМА крупного предприятия превышает аналогичную величину малого бизнеса более чем в 40 раз. Это объясняется относительно низкой ресурсной обеспеченностью малых предприятий (Евсеева и др., 1998; Сырцова, 2011).

2) Малые предприятия инвестируют в инновации в среднем меньше, чем микропредприятия. На наш взгляд, этот факт можно объяснить следующим образом. Средний и крупный бизнес часто использует микропредприятия в рамках проектного финансирования, в том числе инновационной деятельности, как компанию специального назначения — special purpose vehicle (SPV). Подобная практика в агропромышленном комплексе описана в работе Д. Варфоломеева (2019), в банковском секторе — в работах П. Жолобова (2017) и Б. Хейфеца (2013). Кроме того, тенденцией последних лет на глобальном фармацевтическом рынке стала передача процессов разработки новых лекарств на аутсорсинг малым и микропредприятиям (Kurji, 2019). Это позволяет предположить, что инновационные процессы крупного и среднего фармацевтического бизнеса в России также реализуются на микропредприятиях, созданных в интересах либо отдельной корпорации, либо группы компаний.

Средний возраст предприятий, реализующих инновации в отрасли, был определен как средневзвешенная величина (табл. 1) по традиционной формуле средней величины в интервальных вариационных рядах (через центральное значение интервала). Это также позволило получить ответ на вопрос, в какой возрастной категории выше всего доля имеющих НМА фармпредприятий (рис. 6).

Расчет средневзвешенного возраста предприятий выборки

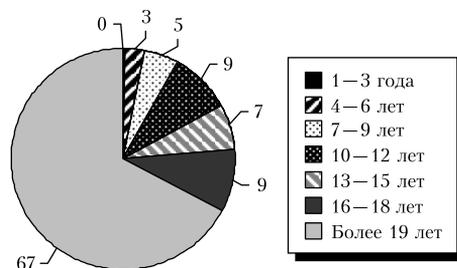
Возраст предприятия, лет	Доля предприятий этого возраста в выборке, %	Средневзвешенный возраст по выборке, лет
1–3	0,003	17,46
4–6	0,029	
7–9	0,049	
10–12	0,087	
13–15	0,067	
16–18	0,093	
более 19	0,672	

Источник: составлено авторами.

Анализ предприятий по возрастному критерию показал, что большинство инновационных предприятий (67%) оказались в «зрелой» возрастной категории (более 19 лет), а молодых фирм (возраст от 1 до 3 лет), напротив, оказалось крайне мало – менее 0,1%. Эти данные свидетельствуют о значимости этапа жизненного цикла для стратегии развития бизнеса, в том числе инновационной. Этот тезис был доказан в работах приверженцев соответствующей теории (Adizes, 1979; Miller, Friesen, 1984; Anthony, Ramesh, 1992; Dickinson, 2011). Зрелость компании проявляется в ее накопленном ресурсном потенциале, включая накопленные опыт и знания (Dierickx, Cool, 1989). Накопленные за несколько лет навыки и ресурсы на этапе зрелости компании становятся ключевым фактором инновационной активности в российской фармацевтической отрасли для предприятий любого масштаба. Мы полагаем, что полученное распределение можно считать доказательством значимости инноваций для продления жизненного цикла компании, а также наличия положительного эффекта от развития навыков внедрения инноваций и обучения им. Схожий вывод можно найти в ряде зарубежных исследований (например, см.: Kirigi, 2004; Huerger, Jaumandreu, 2004; Lopes et al., 2016).

Мы проанализировали возрастную структуру в разрезе масштабов деятельности предприятий. Рисунок 7 иллюстрирует следующую закономерность: по мере увеличения срока жизни компаний возрастает число крупных и средних предприятий. Это можно объяснить тем, что предприятия либо «вырастают» до средних и крупных, либо прекращают свою деятельность полностью (короткий жизненный цикл свойствен малым и микрофирмам). Кроме того, крупные компании в России – это традиционно наследие плановой экономики, когда в начале 1990-х годов они были переведены в условия рыночной экономики путем приватизации.

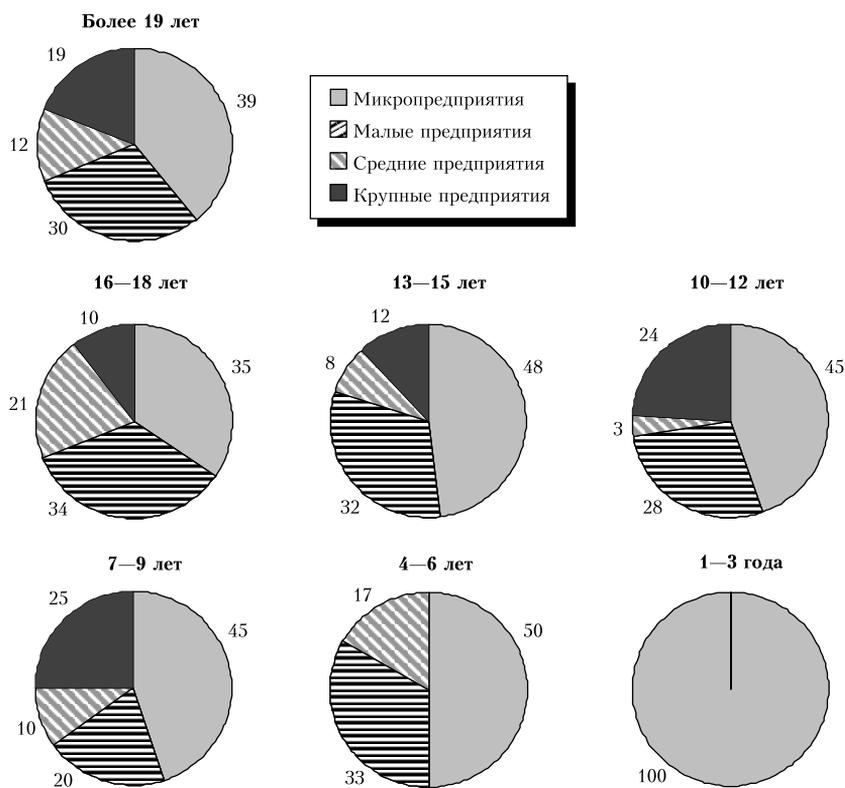
Распределение инновационных предприятий по возрасту (в %)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 6

Распределение инновационных предприятий по возрасту и размеру (млн руб.)

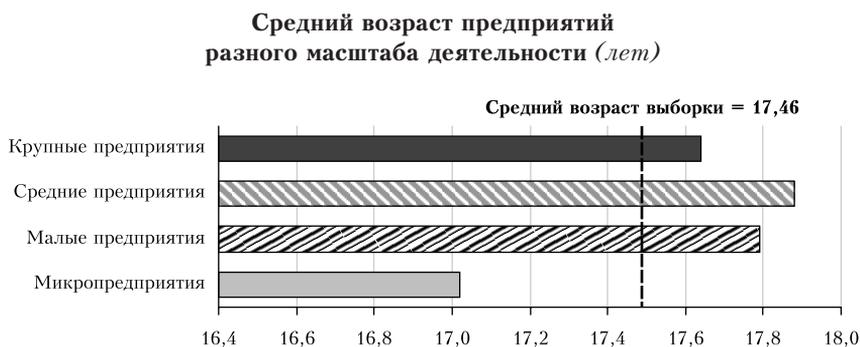


Источник: расчеты авторов.

Рис. 7

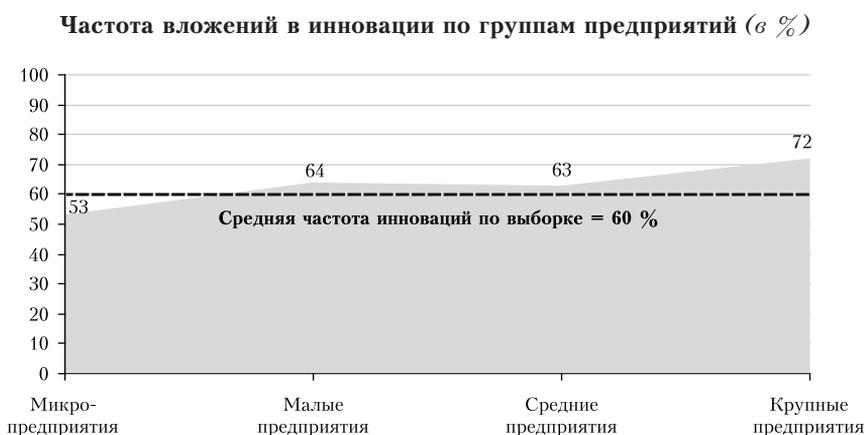
Рассматривая средний возраст для каждой группы предприятий (рис. 8), определенный нами по формуле среднего значения интервального временного ряда (см. табл. 1), мы обнаружили, что полученный разброс показателей незначителен — менее года. Это связано с тем, что основную часть предприятий выборки составляют «долгожители». В выборку вошли 345 предприятий, минимальный возраст которых — 2,5 года, а максимальный — 29,5 года.

Частота вложений в инновации оценивалась нами через регулярность вложений в НМА и была определена как отношение числа лет, когда компания имела этот актив на балансе, к общему числу лет жизни (для компаний, возраст которых менее 20 лет). Если возраст предприятия составлял более 20 лет, мы рассматривали наличие вложений в НМА только в период 2000–2019 гг. Итоговая диаграмма частоты инвестиций в инновации приведена на рисунке 9. Как видно, крупные предприятия осуществляют инвестиции в НМА большее число лет, чем остальные группы предприятий, особенно микропредприятия. Отчасти это можно объяснить приобретением ими патентов с более длительной защитой, а также более частым пополнением НМА. В среднем компании выборки осуществляют вложения в объекты интеллектуальной



Источник: расчеты авторов.

Рис. 8



Источник: расчеты авторов.

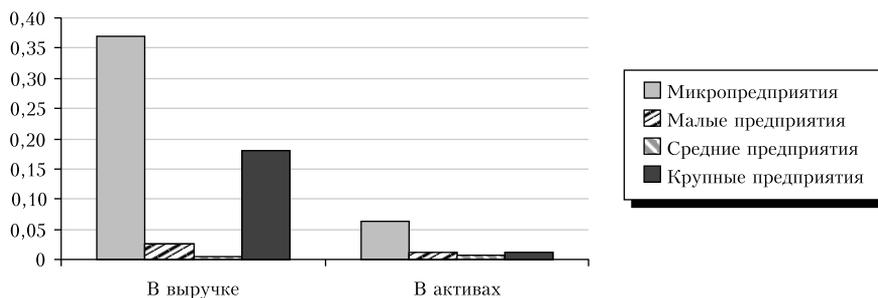
Рис. 9

собственности 60% времени своего существования. Для сравнения: у глобально конкурентоспособных производственных компаний мира частота вложений в НМА близка к 100%⁵.

На следующем этапе мы анализировали относительные показатели — долю нематериальных активов по отношению к выручке и совокупным активам компании (рис. 10). Согласно данным рисунка 10, инновационная активность микропредприятий и крупных предприятий выше, чем малых и средних предприятий. Подобное распределение показателей можно объяснить низкой капиталоемкостью малых и микрофирм, а также использованием последних в качестве SPV. Тем не менее с определенной долей осторожности все же следует признать, что реализация инновационных проектов и НИОКР на базе микропредприятий происходит более интенсивно, в том числе за счет таких преимуществ этого формата бизнеса, как отсутствие бюрократии (Заболоцкая,

⁵ Расчеты авторов по данным годовых финансовых отчетов ТОП-10 глобально конкурентоспособных компаний-производителей из числа S&P 500 (3M Company; Allegion; AMETEK Inc.; Boeing Company; Cummins Inc.; Deere & Co.; Eaton Corporation; Emerson Electric Company; General Electric; PACCAR Inc.).

Среднегодовая доля НМА в выручке и активах



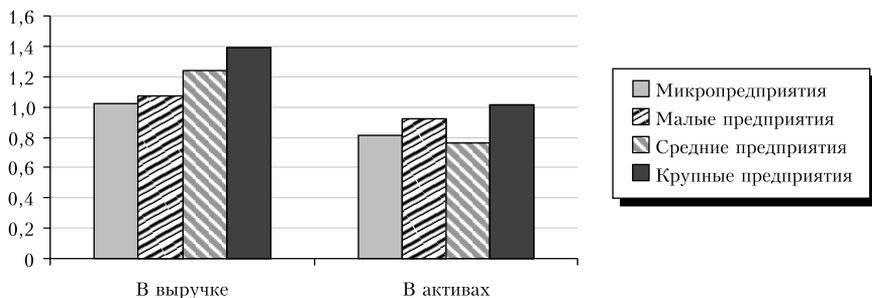
Источник: расчеты авторов.

Рис. 10

2012; Симонова, 2010), гибкость в принятии решений (Василенок и др., 2018; Брижанина, 2014; Заболоцкая, 2012; Елисеев, 2009; Симонова, 2010), возможность снизить риски инновационной деятельности, обособив высокорискованные проекты в отдельные юридические лица. Так, по мнению основоположника теории инновационного развития Й. Шумпетера, «малый бизнес способен адаптироваться к меняющимся условиям на рынке и внедрять новейшие технологии и в целом имеет более предприимчивый характер работы» (Шумпетер, 2008. С. 864).

Далее мы оценили стабильность вложений в НМА в рамках каждой группы предприятий. Для этого мы рассчитали коэффициент вариации, значения которого свидетельствуют о высокой дифференцированности инвестиций и об отсутствии нормального распределения показателей (рис. 11). Это означает, что у предприятий любого масштаба деятельности вложения в НМА не нормируются и не поддерживаются на фиксированном уровне, а значительно изменяются от периода к периоду. Связано это, как правило, с тем, что компании обновляют НМА по мере их амортизации согласно сроку патентования — раз в 5 или 10 лет, редко предприятия в выборке ежегодно наращивают инвестиции в НМА. Отметим также, что для малых и микропредприятий ниже значения коэффициента вариации, но это ложная стабиль-

Стабильность инвестиций в инновации (коэффициент вариации временного ряда для показателя доли НМА)



Источник: расчеты авторов.

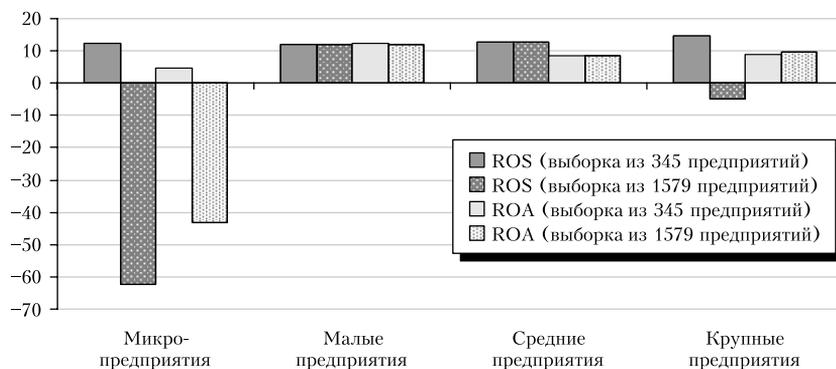
Рис. 11

ность. Причина связана с тем, что разброс по величине более редких вложений в НМА у этих фирм ниже, чем у крупных компаний.

Мы провели также сравнительный анализ рентабельности продаж (ROS, по чистой прибыли) и рентабельности активов (ROA, по чистой прибыли) по выборке из 345 предприятий и по 1579 предприятиям отрасли, не вошедшим в выборку из-за отсутствия вложений в НМА. Данные показатели были включены в анализ, поскольку они позволяют оценить, с одной стороны, финансовый потенциал самофинансирования и кредитоспособности для инновационных компаний, а с другой — эффективность внедрения инноваций. При этом вместо средних величин рентабельности мы использовали медиану из-за наличия во временных рядах отрицательных значений. В анализ также были включены предприятия отрасли, которые не вошли в итоговую выборку, поскольку, согласно Руководству Осло (OECD, Eurostat, 2018), это поможет «выявить ключевые драйверы инновационной активности». Результаты анализа продемонстрированы на рисунке 12.

Как видно, компании итоговой выборки в целом имеют достаточный потенциал самофинансирования, поскольку оба вида рентабельности положительны. При этом наиболее существенный разрыв показателей у микропредприятий отрасли. Так, 90% таких предприятий, не имеющих на балансе НМА, в среднем имеют чистый убыток, что характерно для данного формата бизнеса в России из-за применения так называемой «налоговой оптимизации» и «серых схем» (Подшивалова, 2014). Инновационно активные малые и средние компании существенно не отличаются по показателям рентабельности от аналогичных компаний отрасли, не имеющих вложений в НМА. Теоретически это означает, что инновации не дают им конкурентных преимуществ в виде дополнительного чистого денежного потока, отражающегося на рентабельности. Неоднозначность влияния инновационной активности на прибыльность компаний отмечена также в эмпирическом исследовании Дж. Ю и соавторов (Yoo et al., 2019).

Медианные значения рентабельности продаж (ROS) и рентабельности активов (ROA) выборки из 345 предприятий и предприятий отрасли, не вошедших в выборку (в %)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 12

У крупных компаний разрыв в показателях прибыльности существенный, и этот факт позволяет заключить, что инновационная активность дает им возможность получать рентабельность выше среднеотраслевого уровня. На наш взгляд, этому есть как минимум два объяснения: более высокий уровень корпоративной культуры (многие фармгиганты имеют зарубежных инвесторов) и возможность привлекать высококвалифицированных управленцев. Это в совокупности отражается на качестве инновационных процессов. Влияние этих факторов на эффективность малых и средних фирм исследуется в эмпирическом исследовании М. Муда и М. Рахмана (Muda, Rahman, 2016). Кроме того, передача процессов разработки новых лекарств на аутсорсинг малым и микрокомпаниям позволяет фармацевтическим гигантам ограничивать инвестиции в менее рентабельные виды деятельности и сосредоточивать усилия на повышении производительности и рентабельности собственного бизнеса (Kurji, 2019). Анализ коэффициента автономии предприятий из исходной и итоговой выборки представлен на рисунке 13.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 13

Результаты расчетов показывают, что большинству инновационно активных компаний отрасли свойственна умеренная политика финансирования, за исключением микропредприятий, коэффициент автономии которых ниже и, следовательно, свидетельствует о более высоком уровне финансового рычага, с одной стороны, и низких значениях собственного капитала — с другой. В работе Р. Морка и Б. Юнга (Morck, Yeung, 2001) доказано, что малые фирмы способны реализовывать свой инновационный потенциал, только если у них есть для этого капитал. С этим трудно не согласиться и в отношении российских малых фармкомпаний. Все расчетные данные, представленные в работе, вошли в итоговую таблицу, характеризующую инновационный профиль предприятий отрасли в зависимости от масштаба бизнеса (табл. 2).

Результаты

Средний возраст российских фармкомпаний, осуществляющих инновации в форме патентов на объекты интеллектуальной собственности,

Инновационный профиль компаний фармацевтической отрасли России
(выборка из 345 предприятий)

№	Показатель	Микро-предприятия	Малые предприятия	Средние предприятия	Крупные предприятия	Среднее значение по выборке
1.	Число предприятий, ед.	141	102	41	61	–
2.	Доля предприятий в выборке, %	40,9	29,6	11,8	17,7	–
3.	Средний возраст, лет	17,0	17,8	17,9	17,6	17,5
4.	Средний удельный вес НМА в выручке, %	37,0	2,6	0,4	18,1	14,5
5.	Средний удельный вес НМА в активах, %	6,3	1,2	0,7	1,1	3,2
6.	Средняя величина НМА за период в расчете на 1 предприятие, млн руб.	103,2	25,9	1067,3	1864,3	506,3
7.	Суммарная величина НМА за период, млрд руб.	14,6	2,6	43,8	113,7	174,7
8.	Среднегодовой размер вложений в НМА в расчете на 1 предприятие, млн руб.	16,0	3,4	85,0	137,8	42,0
9.	Частота вложений в инновации, %	53,0	64,0	63,0	72,0	60,0
10.	Коэффициент вариации доли НМА в выручке, %	102,0	107,0	124,0	139,0	113,0
11.	Коэффициент вариации доли НМА в активах, %	81,0	92,0	76,0	101,0	87,0
12.	Рентабельность продаж (ROS), %	12,5	12,0	12,8	14,7	12,8
13.	Справочно: рентабельность продаж (ROS) по предприятиям, не вошедшим в выборку, %	–62,2	12,1	12,6	–4,8	–43,9
14.	Рентабельность активов (ROA), %	4,9	12,5	8,6	8,9	8,3
15.	Справочно: рентабельность активов (ROA) по предприятиям, не вошедшим в выборку, %	–43,1	12,1	8,5	9,5	–32,8
16.	Средний коэффициент автономии, %	29,3	46,5	43,1	41,8	38,2
17.	Справочно: коэффициент автономии по предприятиям, не вошедшим в выборку, %	–374,8	38,9	37,4	44,0	–285,0

Источник: расчеты авторов.

составляет в среднем 17 лет. Это, с одной стороны, можно считать аргументом в пользу значимости инноваций для удлинения жизненного цикла компании. С другой стороны, это говорит о значимости этапа жизненного цикла предприятия для его инновационной активности. К подобному заключению пришли в своем эмпирическом исследовании и шведские экономисты Ф. и М. Хилмерссоны (Hilmersson, Hilmersson, 2020).

Наиболее выраженный эффект преимуществ стратегии инновационного развития прослеживается в секторе крупных и микропредприятий отрасли, когда повышение конкурентных преимуществ за счет инноваций генерирует прибыль выше среднеотраслевого уровня. По мнению Я. Ниеминена (Nieminen, 2019), именно крупный зрелый бизнес дает миру прогрессивных производителей. Исследование биотехнологических фирм США подтвердило, что крупные фирмы имеют больше возможностей для инноваций, а микропредприятия способны разрабатывать более ценные инновационные решения (Ardito et al., 2018).

Что касается микропредприятий фармацевтической отрасли России, то абсолютное большинство (90%) не осуществляют вложений в объекты интеллектуальной собственности. Лишь 10% таких компаний

имеют инвестиции в НМА. Учитывая средний размер вложений, частоту инноваций, уровень рентабельности и финансовой независимости, а также удельный вес НМА в выручке и активах, можно предположить, что большинство инновационно активных микропредприятий отрасли выступают как компании специального назначения для крупного и среднего бизнеса при реализации инновационной стратегии развития. Косвенно эти выводы подтверждаются мнением экспертов фармацевтического рынка: малые компании более эффективны, так как тратят на разработку лекарств значительно меньше времени и денег, лучше используют капитал и созданную рынком инфраструктуру⁶. Фармацевтические гиганты часто покупают именно молодых перспективных биотехнологических участников рынка, особенно если их продукты находятся на поздних стадиях разработки (Мамедьяров, 2018).

Предприятия самой инновационно активной отрасли России в течение 60% своего жизненного цикла осуществляют вложения в НМА, которые в большинстве случаев пассивные (приобретенные однажды патенты просто амортизируются со временем). Этот факт можно объяснить широким распространением дженериков на отечественном фармрынке (по некоторым оценкам⁷, их доля составляет 70%). Высокий уровень этого показателя характерен для всех стран БРИКС.

В сложившейся инновационной системе производства лекарств в России ключевую роль играют крупные и средние предприятия. Такое распределение⁸ ролей свойственно глобальной фармацевтической отрасли (Ding et al., 2014). Традиционно крупные фармацевтические компании были единственным источником изобретения, производства и продажи новых лекарств. За десятилетия, в течение которых они доминировали в отрасли, корпорации превратились в крупные, громоздкие организации, которые полагались на своих сотрудников в поиске новых идей, а конкурировали они реально с ограниченным кругом крупных фармкомпаний. Однако некоторые эксперты полагают, что крупные фармацевтические компании больше не владеют монополией на разработку лекарств и почти признали, что не являются основным источником инноваций (Fishburn, 2015).

Подтверждают факт возрастания роли малых предприятий в национальных инновационных системах и наблюдаемые в последние десятилетия тенденции глобального рынка, в том числе фармацевтического⁹. Согласно отчету National Science Board (2012), компании, в которых работает меньше пяти сотрудников, являются важными источниками инноваций. К схожему выводу пришли Т. Маццарол с соавторами (Mazzarol et al., 2010), проведя исследование инновационной активности малых фирм в Австралии, Франции и Швейцарии. Кроме того, соглас-

⁶ <https://gmpnews.ru/2014/03/v-farmaceutike-malyj-biznes-obladaet-bolshim-innovacionnym-potencialom/>

⁷ Pharmaceutical Industry in BRICS Countries. World of Chemicals. 2019. <https://www.worldofchemicals.com/668/chemistry-articles/pharmaceutical-industry-in-brics-countries.html>

⁸ Однако у этой медали есть и обратная сторона — по данным Evaluate Pharma (2020), из-за пандемии коронавируса 60% потерь продаж биофармы на глобальном рынке понесут 15 самых крупных фармкомпаний мира.

⁹ <https://gmpnews.ru/2014/03/v-farmaceutike-malyj-biznes-obladaet-bolshim-innovacionnym-potencialom/>

но оценкам McKinsey (2018), новая модель НИОКР фармацевтических компаний будет нацелена на сокращение времени разработки новых препаратов на 50–60%, и в этой модели максимально снизить риски и оптимизировать процессы помогут малые биотехнологические компании, создаваемые в качестве SPV. Этот прогноз подтверждают и данные исследования 2020 г.: в фармацевтической отрасли повышение производительности НИОКР связано с передачей НИОКР ранних этапов от крупных транснациональных фармкомпаний к малым фирмам-стартапам с венчурным капиталом (Murphy, 2020). Новая роль «большой фармы»¹⁰ заключается в том, чтобы стать партнером малых фирм и финансировать инновации, в которых она так остро нуждается (Robinson, 2020).

Проведенный анализ позволяет сделать вывод, что в целом в России заложены основы для перехода к новой модели инновационного развития фармацевтической отрасли, основанной на кооперации малого и крупного бизнеса, поскольку крупные компании уже используют микропредприятия в качестве SPV и в отрасли существует достаточное число инновационно активных малых предприятий, достигших этапа зрелости и имеющих опыт внедрения инноваций. Несмотря на отдельные трудности, по мнению экспертов Центра по развитию инноваций McKinsey (2018), у российских фармацевтических компаний существует значительный потенциал для развития инноваций, что доказывают успешная эволюция этой отрасли в последние 20 лет, а также успешность отечественных разработок вакцин от коронавируса.

Список литературы / References

- McKinsey (2018). Инновации в России — неисчерпаемый источник роста. Центр по развитию инноваций McKinsey. [McKinsey (2018). *Innovations in Russia: A sustainable source of growth*. McKinsey Innovation Practice. (In Russian).]
- Брижанина Т. А. (2014). Малый бизнес: суть, преимущества, развитие // Вестник Челябинского государственного университета. № 2. С. 32–37. [Brizhanina T. A. (2014). Small business: Essence, advantages, development. *Chelyabinsk State University Bulletin*, No. 2, pp. 32–37. (In Russian).]
- Варфоломеев Д. (2019.) Инвестиции в агропромышленный комплекс: этапы развития, тенденции, особенности // Экономика и жизнь. 30 мая. [Varfolomeev D. (2019). Investments in the agro-industrial complex: Stages of development, trends, features. *Ekonomika i Zhizn*, May 30. (In Russian).]
- Василенок В. Л., Сафронова Ж. С., Бразевич Д. С. (2018). Малое предпринимательство как фактор развития инновационной экономики // Научный журнал НИУ ИТМО. Серия: Экономика и экологический менеджмент. № 1. С. 98–104. [Vasilenok V. L., Safronova Z. S., Brazevich D. S. (2018). Small business as a factor of development of innovative economy. *Scientific Journal NRU ITMO. Series: Economics and Environmental Management*, No. 1, pp. 98–104. (In Russian).] <https://doi.org/10.17586/2310-1172-2018-11-1-98-104>
- Гохберг Л. М., Дитковский К. А., Кузнецова И. А. и др. (2019). Индикаторы инновационной деятельности: 2019: стат. сб. М.: НИУ ВШЭ. [Gokhberg L. M., Ditkovskiy K. A., Kuznetsova I. A. et al. (2019). *Indicators of innovation in the Russian Federation: 2019: Data book*. Moscow: HSE. (In Russian).]

¹⁰ Термин имеет негативный оттенок, поскольку обычно используется критиками для описания крупнейших фармацевтических компаний мира — big pharma ставит прибыль выше здоровья пациентов (Mark, 2018).

- Евсеева И. Н., Буев В. В., Рачковская И. А., Чепуренко А. Ю. (1998). Взаимодействие малых предприятий с крупным производством на региональном уровне. М.: ИСАП. [Evseeva I. N., Buev V. V., Rachkovskaya I. A., Chepurenko A. Y. (1998). *Interaction of small enterprises with large-scale production at the regional level*. Moscow: ISARP. (In Russian).]
- Елисеев А. Н. (2009). Тенденции развития малого предпринимательства в России // Вестник Тамбовского университета. Серия: Гуманитарные науки. № 9. С. 56–61. [Eliseev A. N. (2009). Trends in the development of small business in Russia. *Tambov University Review. Series: Humanities*, No. 9, pp. 56–61. (In Russian).]
- Жолобов П. С. (2017). Использование опыта институтов развития стран БРИКС в деятельности Группы Внешэкономбанка // Экономика: вчера, сегодня, завтра. Т. 7, № 1А. С. 249–258. [Zholobov P. S. (2017). Using the experience of development institutions of the BRICS countries in the activities of Vnesheconombank Group. *Economics: Yesterday, Today and Tomorrow*, Vol. 7, No. 1A, pp. 249–258. (In Russian).]
- Заболоцкая В. В. (2012). Теоретико-концептуальные подходы к исследованию сущности малого предпринимательства // Экономика: теория и практика. № 1. С. 53–59. [Zabolotskaya V. V. (2012). Theoretical and conceptual approaches to the study of the essence of small business. *Ekonomika: Teoriya i Praktika*, No. 1, pp. 53–59. (In Russian).]
- Мамедьяров З. А. (2018). Инновационное развитие глобальной фармацевтической отрасли. Дисс. ... канд. экон. наук. М.: ИМЭМО РАН. [Mamedyarov Z. A. (2018). *Innovative development of the global pharmaceutical industry: Thesis*. Moscow: IMEMO RAN. (In Russian).]
- Подшивалова М. (2014). Качество социально-экономических институтов, формирующих среду развития малого бизнеса // Вопросы экономики. № 6. С. 97–111. [Podshivalova M. (2014). Analysis of the quality of basic social and economic institutions that form environment of small business development. *Voprosy Ekonomiki*, No. 6, pp. 97–111. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2014-6-97-111>
- Симонова Е. В. (2010). Формы интеграции малого, среднего и крупного бизнеса: проблемы развития // Научные записки ОрелГИЭТ. № 2. С. 335–340. [Simonova E. V. (2010). Forms of integration of small, medium and large businesses: Development problems. *Scientific Journal of Orel SIET*, No. 2, pp. 335–340. (In Russian).]
- Сырцова Л. В. (2011). Опыт организации и оценка эффективности малого бизнеса в общественном питании // Транспортное дело России. № 1. С. 75–76. [Syrtsova L. V. (2011). Experience of organizing and evaluating the effectiveness of small business in public catering. *Transport Business of Russia*, No. 1, pp. 75–76. (In Russian).]
- Хейфец Б. (2013). Деофшоризация экономики: мировой опыт и российская специфика // Вопросы экономики. № 7. С. 29–48. [Kheyfets B. (2013). Deoffshorization of economy: International experience and Russian specifics. *Voprosy Ekonomiki*, No. 7, pp. 29–48. (In Russian).] <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2013-7-29-48>
- Шумпетер Й. А. (2008). Теория экономического развития. Капитализм, социализм и демократия. М.: Эксмо. [Schumpeter J. A. (2008). *The theory of economic development. Capitalism, socialism and democracy*. Moscow: Eksmo. (In Russian).]
- Adams R., Bessant J., Phelps R. (2006). Innovation management measurement: A review. *International Journal of Management Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 21–47. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2006.00119.x>
- Adizes I. (1979). Organizational passages-diagnosing and treating lifecycle problems of organizations. *Organizational Dynamics*, Vol. 8, No. 1, pp. 3–25. [https://doi.org/10.1016/0090-2616\(79\)90001-9](https://doi.org/10.1016/0090-2616(79)90001-9)
- Anthony J. H., Ramesh K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices: A test of the life-cycle hypothesis. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, No. 2–3, pp. 203–227. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(92\)90018-W](https://doi.org/10.1016/0165-4101(92)90018-W)

- Ardito L., Petruzzelli A., Savino T. (2018). Maturity of knowledge inputs and innovation value: The moderating effect of firm age and size. *Journal of Business Research*, No. 86, pp. 190–201. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.02.009>
- Dickinson V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life-cycle. *Accounting Review*, Vol. 86, No. 6, pp. 1969–1994. <https://doi.org/10.2308/accr-10130>
- Dierickx I., Cool K. (1989). Asset stock accumulation and sustainability of competitive advantage. *Management Science*, Vol. 35, No. 12, pp. 1504–1511. <https://doi.org/10.1287/mnsc.35.12.1504>
- Ding M., Eliashberg J., Stremersch S. (2014). *Innovation and marketing in the pharmaceutical industry. Emerging Practices, Research, and Policies*. New York: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-7801-0>
- Ettlie J. E., Rubenstein A. H. (1987). Firm size and product innovation. *Journal of Product Innovation Management*, Vol. 4, No. 2, pp. 89–108. [https://doi.org/10.1016/0737-6782\(87\)90055-5](https://doi.org/10.1016/0737-6782(87)90055-5)
- Evaluate Pharma (2020). *World preview 2020, outlook to 2026*.
- Fishburn C. S. (2015). Translational medicine: The changing role of big pharma. In: M. Wehling (ed.). *Principles of translational science in medicine: From bench to bedside*, 2nd ed. Elsevier, pp. 313–325. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-800687-0.00032-3>
- Forsman H. (2011). Innovation capacity and innovation development in small enterprises. A comparison between the manufacturing and service sectors. *Research Policy*, Vol. 40, No. 5, pp. 730–750. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2011.02.003>
- Hilmersson F. P., Hilmersson M. (2020). Networking to accelerate the pace of SME innovations. *Journal of Innovation & Knowledge*, Vol. 6, No. 1, pp. 43–49. <https://doi.org/10.1016/j.jik.2020.10.001>
- Huergo E., Jaumandreu J. (2004). Firms' age, process innovation and productivity growth. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 22, No. 4, pp. 541–559. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2003.12.002>
- Kiriri P. N. (2004). Small and medium enterprises (SMEs): Validating life cycle stage determinants. *Australian Journal of Business and Social Inquiry*, Vol. 2, No. 1.
- Kurji N. (2019). The future of pharma: The role of biotech companies. *Forbes*, May 29. <https://www.forbes.com/sites/forbestechcouncil/2019/05/29/the-future-of-pharma-the-role-of-biotech-companies/?sh=6e505fc76bb3>
- Lopes C. M., Scavarda A., Hofmeister L. F., Thomé A. M. T., Vaccaro G. L. R. (2016). An analysis of the interplay between organizational sustainability, knowledge management, and open innovation. *Journal of Cleaner Production*, Vol. 142, pp. 476–488. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2016.10.083>
- Mark A. (2018). The role of big pharma. *The Hawk Newspaper. Special Issue: Opioid*, April 18. <http://www.sjuhawknews.com/the-role-of-big-pharma>
- Mazzarol T., Reboud S., Volery T. (2010). The influence of size, age and growth on innovation management in small firms. *International Journal of Sustainable Agricultural Management and Informatics*, Vol. 52, No. 1/2, pp. 98–117. <https://doi.org/10.1504/IJTM.2010.035857>
- Miller D., Friesen P. H. (1984). A longitudinal study of the corporate life cycle. *Management Science*, Vol. 30, No. 10, pp. 1161–1183. <https://doi.org/10.1287/mnsc.30.10.1161>
- Morck R., Yeung B. (2001). The economic determinants of innovation. *Industry Canada Occasional Paper*, No. 25.
- Muda S., Rahman M. R. C. A. (2016). Human capital in SMEs life cycle perspective. *Procedia Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 683–689. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)00084-8](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)00084-8)
- Murphey R. (2020). A framework for comparing R&D productivity at big pharma companies vs. biotech startups. *Journal of Commercial Biotechnology*, Vol. 25, Vol. 4. <https://doi.org/10.5912/jcb951>
- National Science Board (2012). *Science and engineering indicators 2012*. Arlington, VA: National Science Foundation.

- Nieminen J. (2019). *Innovation maturity matrix – A model to successful innovation transformation*. Viima.com, November 1. <https://www.viima.com/blog/innovation-maturity-matrix>
- OECD, Eurostat (2018). *Oslo manual 2018: Guidelines for collecting, reporting and using data on innovation*. Luxembourg: OECD Publishing.
- Robinson R. (2020). Small pharma driving big pharma innovation. *PharmaVOICE*, January. <https://www.pharmavoices.com/article/2020-01-pharma-innovation>
- Szetto E. (2001). Innovation capacity: Working toward a mechanism for improving innovation within an inter-organizational network. *The TQM Magazine*, Vol. 12, No. 2, pp. 149–152. <https://doi.org/10.1108/09544780010318415>
- Yoo J., Lee S., Park S. (2019). The effect of firm life cycle on the relationship between R&D expenditures and future performance, earnings uncertainty, and sustainable growth. *Sustainability*, Vol. 11, No. 8, article 2371. <https://doi.org/10.3390/su11082371>
-

Innovative profile of the Russian pharmaceutical industry

Mariya V. Podshivalova^{1,*}, Irina S. Pylaeva¹,
Sattar K. Almrshed²

Authors affiliation: ¹South-Ural State University (Chelyabinsk, Russia);

²Al-Muthanna University (Samawah, Iraq).

*Corresponding author, email: podshivalovamv@susu.ru

The article examines the specifics of innovative activity of Russian drug manufacturers, which in the context of a COVID-19 pandemic become a matter of national security. The research is based on panel data: out of a total of 1,816 enterprises in the industry, a sample of 345 innovatively active enterprises is formed with a time series of data 20 years long. The sample is diversified by the scale of enterprise activity into 4 groups: micro enterprises, small, medium, and large enterprises. These types of enterprises are compared both in absolute terms – size of investments in intangible assets, age, and in relative ones – frequency of investments in innovations, coefficient of autonomy, profitability of sales and assets, share of intangible assets in revenue and assets. The analysis was supplemented by enterprises not included in the sample to identify the effectiveness of innovation in the industry. The result is the innovative profile of industrial enterprises in the context of the scale of their activities. The conclusion is drawn about the specifics of the domestic pharmaceutical industry innovation activity, which generally coincides with the established distribution of roles in the global pharmaceutical industry, when large enterprises are leaders in the innovations development and implementation. Russian large companies also tend to use micro enterprises to implement risky projects. The authors conclude that in Russia, the foundations have been formed for transition to a new model of pharmaceutical industry innovative development. This model is based on cooperation of small and large businesses.

Keywords: innovation activity, industrial enterprises, drug production, high-tech industry, small business, intangible assets, innovation profile.

JEL: L65, O32.

Russian Journal of Economics

ISSN 2405-4739 (online) | ISSN 2618-7213 (print)



Учредители журнала:

- Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»
- Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации
- Институт экономической политики имени Е. Т. Гайдара
- Некоммерческое партнерство «Вопросы экономики»

Главный редактор: *Алексей Кудрин*
(Институт Гайдара, Санкт-Петербургский государственный университет)

Russian Journal of Economics (RuJE) призван стать важным источником информации для международного экономического сообщества о российской экономике и экономической науке. Приоритетными темами публикаций являются институциональные реформы, макроэкономические исследования, анализ экономической политики, экономическая социология, иные актуальные темы. Журнал рассчитан на профессиональных экономистов, заинтересованных в качественной и правдивой информации об экономических процессах и явлениях современной России.

Журнал издается с 2015 г. ежеквартально на английском языке. Все материалы проходят обязательное рецензирование. Индексируется в Scopus, RSCI, eLibrary, DOAJ, EBSCO и других международных базах данных.

RuJE выходит в электронной и печатной версиях. Электронная версия журнала находится в открытом доступе и с 2018 г. размещается на платформе *ARPHA*. Печатная версия распространяется по подписке через каталог Почты России (индекс ПП907).

Приглашаем авторов подавать в *RuJE* оригинальные, ранее нигде не публикованные статьи, по формату и структуре отвечающие международным стандартам. Статьи принимаются на английском языке через онлайн-систему подачи рукописей на сайте журнала. Подробное руководство для авторов см. там же в разделе *Authors Guidelines*.

Сайт журнала www.rujec.org

Email: rujec@rujec.org
Twitter [@RuJEconomics](https://twitter.com/RuJEconomics)

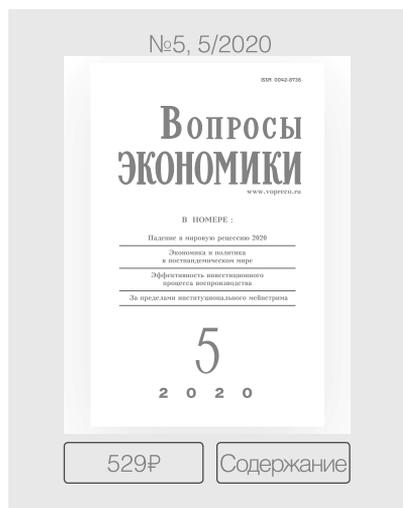
Мобильное приложение

Вопросы экономики

«Вопросы экономики» теперь доступны в *App Store* и *Google Play*

В нашем мобильном приложении вы найдете все номера, начиная с 2015 г. Каждый номер журнала доступен в двух видах:

- бесплатная версия (Обзор номера) — содержание, аннотации к статьям, информация об авторах, фрагменты статей;
- платная версия — весь номер с интерактивным содержанием и активными ссылками.



Вы также можете оформить подписку в приложении — на полгода или год в *App Store* и на год в *Google Play*. После оплаты подписки вам сразу станет доступен текущий номер.

Чтобы установить приложение на свой планшет или смартфон, зайдите в *App Store* на устройствах *Apple* или в *Google Play* на устройствах *Android* и введите в строке поиска **Вопросы экономики**. Вы также можете воспользоваться баннерами на нашем сайте www.vopreco.ru или QR-кодами (если на вашем устройстве установлено приложение для их считывания).



ЛЬГОТНАЯ ПОДПИСКА ДЛЯ ФИЗИЧЕСКИХ ЛИЦ

Извещение	НП «Вопросы экономики» ИНН 7727071670, КПП 772701001, р/с 40703810687900000002 в ПАО «Росбанк» г. Москва, к/с 30101810000000000256, БИК 044525256 Ф.И.О.: _____ Адрес доставки (с индексом): _____ _____ <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 70%; text-align: center;">Назначение платежа</td> <td style="width: 30%; text-align: center;">Сумма</td> </tr> <tr> <td>Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)</td> <td style="text-align: center;">5100—00</td> </tr> </table> С условиями приема банком указанной суммы ознакомлен и согласен _____ « ____ » _____ 2021 г. (подпись плательщика) (дата платежа)	Назначение платежа	Сумма	Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)	5100—00
Назначение платежа	Сумма				
Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)	5100—00				
Кассир					
Квитанция Кассир	НП «Вопросы экономики» ИНН 7727071670, КПП 772701001, р/с 40703810687900000002 в ПАО «Росбанк» г. Москва, к/с 30101810000000000256, БИК 044525256 Ф.И.О.: _____ Адрес доставки (с индексом): _____ _____ <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 70%; text-align: center;">Назначение платежа</td> <td style="width: 30%; text-align: center;">Сумма</td> </tr> <tr> <td>Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)</td> <td style="text-align: center;">5100—00</td> </tr> </table> С условиями приема банком указанной суммы ознакомлен и согласен _____ « ____ » _____ 2021 г. (подпись плательщика) (дата платежа)	Назначение платежа	Сумма	Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)	5100—00
Назначение платежа	Сумма				
Подписка на журнал «Вопросы экономики» II полугодие 2021 г. (для подписчиков из РФ)	5100—00				

На II полугодие 2021 г. Вы можете оформить подписку на наш журнал через Редакцию. (Сравните! Это должно быть вдвое дешевле обычной подписки через местное почтовое отделение.) Для этого:

- вырежьте бланк квитанции (или распечатайте его с нашего сайта в Интернете www.vopresco.ru, где выложены также квитанции **для подписчиков из стран СНГ и на годовую подписку**);
- **разборчиво** заполните графы «Ф.И.О» и «Адрес доставки (с индексом)»;
- предъявив паспорт, оплатите квитанцию в любом банке или воспользуйтесь указанными в ней реквизитами для оплаты банковской картой. Оплаченная квитанция (электронный чек) является документом, подтверждающим заключение Вами договора подписки;
- копию оплаченной квитанции (электронный чек) пришлите в Редакцию по электронной или обычной почте, укажите свой телефон для связи.

Журналы будут доставляться Вам заказной бандеролью по указанному в квитанции адресу. Доставка включена в стоимость подписки.

E-mail: mail@vopresco.ru. Телефон для справок: +7 (499) 956-01-43

ЛЬГОТНАЯ ПОДПИСКА ДЛЯ ФИЗИЧЕСКИХ ЛИЦ

ЗАПОЛНИТЕ БЛАНК НА ОБОРОТЕ	ПОДПИСКА 2021 II полугодие
ЗАПОЛНИТЕ БЛАНК НА ОБОРОТЕ	ПОДПИСКА 2021 II полугодие

Технический редактор, компьютерная верстка — **Т. Скрыпник**
Корректор — **Л. Пушаева**

Учредители: НП «Редакция журнала „Вопросы экономики“»; Институт экономики РАН.
Издатель: НП «Редакция журнала „Вопросы экономики“». Журнал зарегистрирован в Госкомитете РФ по печати, рег. № 018423 от 15.01.1999. **Адрес издателя и редакции:** 119606, Москва, просп. Вернадского, д. 84. **Тел./факс:** (499) 956-01-43. **E-mail:** mail@vopreco.ru

Индекс журнала в каталоге «Подписные издания» Почты России — П6302. Цена свободная.

Подписано в печать 04.06.2021. Формат 70 × 108¹/₁₆. Бумага офсетная. Печать офсетная. Усл. печ. л. 14,00. Уч.-изд. л. 12,4. Тираж 620 экз.

Отпечатано в АО «Красная Звезда». Адрес: 125284, Москва, Хорошевское шоссе, д. 38. Тел.: (495) 941-34-72, (495) 941-28-62. www.redstarph.ru. Заказ № 1936-2021.

Перепечатка материалов из журнала «Вопросы экономики» только по согласованию с редакцией. Редакция не имеет возможности вступать с читателями в переписку.

© **НП «Вопросы экономики», 2021.**