

Журнал индексируется базами данных



Russian Science
Citation Index



ABDC AUSTRALIAN
BUSINESS DEANS
COUNCIL

ULRICHSWEB™
GLOBAL SERIALS DIRECTORY



ECONBIZ
Find Economic Literature

CNKI 学术搜索
WORLD OF CNKI CNKI OF WORLD



ISSN 1994-5124



9 771994 512008 >

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Т. 19 № 6 ДЕКАБРЬ 2024

ISSN 1994-5124

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

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

2024
Том 19 № 6 ДЕКАБРЬ

Οικονομία • Πολιτικά

OIKONOMIA • POLITIKA

ISSN 1994-5124

Журнал входит в перечень рецензируемых научных изданий ВАК по специальностям

5.2.1 — Экономическая теория (экономические науки)

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

5.2.3 — Региональная и отраслевая экономика (экономические науки)

5.2.4 — Финансы (экономические науки)

5.2.5 — Мировая экономика (экономические науки)

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

Том 19 № 6 декабрь 2024

Главный редактор

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

Редакционная коллегия

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

© АНО «Редакция журнала «Экономическая политика»», 2024

Оікономіа • Політика

OIKONOMIA • POLITIKA

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

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

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

Редакция журнала:

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

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

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

Публикуемые материалы прошли процедуру рецензирования и экспертного отбора.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA

ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

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

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

PI certificate number FS77-25546.

Editorial staff:

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

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

Published materials underwent the procedure of reviewing and expert selection.

EKONOMICHESKAYA POLITIKA
ECONOMIC POLICY (Moscow, Russian Federation)

Vol. 19 No.6 December 2024

Editor-in-Chief

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

Editorial Board

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

СОДЕРЖАНИЕ

Денежно-кредитная политика

Alexandra DROBYSHEVA, Sergey MERZLYAKOV
The Forward Guidance Puzzle
and Anchored Inflation Expectations 6

Ольга ДЕМИДОВА, Александр МЯСНИКОВ,
Светлана СЕРЕГИНА, Анна ЩАНКИНА
Влияние монетарной политики на ставки
по ипотечным кредитам в регионах России 26

Армен АВАКЯН, Ольга КУЗНЕЦОВА
Бюджетное доминирование:
конец эпохи таргетирования инфляции? 54

Бюджетная политика

Андрей ПОЛБИН
Анализ фискальных мультипликаторов
для российской экономики на основе DSGE-модели
с предпочтениями Яймовича и Ребело 82

Рынок труда

Татьяна МАЛЕВА, Виктор ЛЯШОК
Дефицит рабочей силы в России:
краткосрочные и долгосрочные эффекты. 120

C O N T E N T S

Monetary Policy

Alexandra DROBYSHEVA, Sergey MERZLYAKOV

The Forward Guidance Puzzle
and Anchored Inflation Expectations 6

Olga DEMIDOVA, Alexander MYASNIKOV,
Svetlana SEREGINA, Anna SHCHANKINA

Impact of Monetary Policy on Mortgage Rates
in Russia's Regions 26

Armen AVAKYAN, Olga KUZNETSOVA

Fiscal Dominance:
The End of Inflation Targeting? 54

Fiscal Policy

Andrey POLBIN

Analyzing Fiscal Multipliers
in the Russian Federation Using a DSGE Model
With Jaimovich-Rebelo Preferences 82

Labor Market

Tatiana MALEVA, Victor LYASHOK

Labor Shortage in Russia:
Short-Term and Long-Term Effects 120

Monetary Policy

The Forward Guidance Puzzle and Anchored Inflation Expectations

Alexandra D. Drobysheva

ORCID: 0000-0003-1957-4728

Research Intern at the International
Laboratory for Macroeconomic Analysis,
National Research University Higher School
of Economics,^a e-mail: drobysheva@hse.ru

Sergey A. Merzlyakov

ORCID: 0000-0002-1762-1773

Cand. Sci. (Econ.), Assistant Professor
of the Department of Theoretical Economics
at the Faculty of Economic Sciences,
Deputy Head of the International Laboratory
for Macroeconomic Analysis, National
Research University Higher School of Economics,^a
e-mail: smerzlyakov@hse.ru

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

Abstract

In recent years, central banks have turned to forward guidance as a key tool of monetary policy. However, standard DSGE models overestimate the impact of forward guidance on the economy, a phenomenon known as the “forward guidance puzzle.” In the model employed, the reaction of firms to a central bank’s announcements depends on the degree of anchoring of inflation expectations. When firms do not revise their forecasts much in response to inflation surprises, the effects of forward guidance shocks are attenuated. Furthermore, an increase in the Taylor rule coefficients implies a faster reversion of inflation and output to their steady state levels, thus resulting in more anchored inflation expectations and dampened effects of forward guidance announcements. However, the central bank’s exclusive focus on price stability eliminates forward guidance effects. This paper also studies the dependence of forward guidance on fiscal policy, which arises in a non-Ricardian economy. We show that the initial effects of the central bank’s announcements become considerably stronger when steady state debt is positive, whereas a stronger reaction of fiscal policy to debt fluctuations attenuates the power of forward guidance.

Keywords: forward guidance, inflation expectations, bounded rationality, trend inflation.

JEL: D83, E52, E58.

Acknowledgements

This article was prepared as part of the HSE University Basic Research Program.

Introduction

After the global financial crisis, forward guidance became an increasingly important tool of monetary policy. By providing information about future policy rates, central banks might expect to affect current allocations even at the zero lower bound. Acknowledging the significant role that expectations for the future path of interest rates play in the economy, central banks promised to keep policy rates at exceptionally low levels for some time in order to prompt more consumption and investment. Moreover, many central banks implemented forward guidance even when their usual policies of lowering interest rates had not been exhausted by nearing the zero lower bound. In these circumstances, communication provides a better understanding of the central bank's future actions and increases credibility and transparency regarding future monetary policy.

While the importance of forward guidance has been defended in the recent literature [Woodford, 2003], there is no convincing evidence about the quantitative effects on key macroeconomic variables due to a central bank's announcements. For instance, standard DSGE models predict unreasonably large responses of the economy to signals about future interest rates — a phenomenon known as the forward guidance puzzle and attributable to the interaction between many features of DSGE models. For example, the output gap expected in a dynamic IS curve is not discounted; and the New Keynesian Phillips curve is related to front-loading properties. However, recent literature focuses predominantly on the excess sensitivity of consumption to interest rate changes implied by the standard Euler equation [Del Negro et al., 2023; McKay et al., 2016]. Thus, the modification of the dynamic IS curve is the principal way to attenuate the responses of inflation and output to forward guidance shocks.

The contribution of this paper is twofold. The authors first provide one possible resolution to the forward guidance puzzle by highlighting the role of expectations in the success of central banks' communication. To investigate the magnitude of forward guidance effects, a New Keynesian model is considered in which the effectiveness of forward guidance is linked with the degree to which inflation expectations are anchored. To this end, this study departs from the standard general equilibrium model by incorporating one more realistic feature; specifically, the authors suppose that firms are boundedly rational and have imperfect knowledge about the dynamics of inflation. Firms construct their subjective inflation forecasts by solving the problem of signal extraction through separation of temporary shocks to an unobserved inflationary trend from permanent shocks to it. The frequency of price resetting may vary significantly depending upon what kind of shock

is perceived, and this results in different degrees of anchoring in inflation expectations. The degree of anchoring in turn alters the effects of forward guidance.

Moreover, this paper builds upon the literature on the interaction between monetary and fiscal policy, which is extended by identifying fiscal assumptions that affect the power of forward guidance. In order to understand how forward guidance depends on the stance of fiscal policy, the model employed here incorporates non-Ricardian consumers, a modification which tends to strengthen the dependence of monetary policy on the fiscal stance by generating wealth effects for households [Bhatnagar, 2023; Caramp, Silva, 2023]. In standard DSGE models steady state debt is equal to zero. However, most governments around the world in fact allow for non-zero government debt holdings. The authors explore how different values of the debt and fiscal policy parameters have the potential to impact the forward guidance announcements concerning the economy.

After a brief literature review in section 1, an explanation of the model including a framework for analyzing the effects of forward guidance in a boundedly rational equilibrium with Ricardian and non-Ricardian consumers is presented in section 2. Section 3 provides the authors' solution to the forward guidance puzzle. Section 4 examines the dependence of forward guidance on fiscal policy in a non-Ricardian economy and is followed by the conclusion.

1. Literature Review

The current paper augments previous studies on the effectiveness of forward guidance. For instance, [Woodford, 2003] shows that the central bank may reduce the impact on the economy of a negative shock to the natural rate by holding interest rates at the zero lower bound for a long time. The importance of transparent communication and the central bank's capacity to influence inflation expectations via precise signals is underlined in [Coenen et al., 2017]. In turn, [Campbell et al., 2012] investigate the impact of forward guidance shocks on the economy using DSGE models and find that forward guidance contributes significantly to business cycle fluctuations. However, those theoretical dynamics do not align with the actual data, and this discrepancy is known as the forward guidance puzzle.

Much of the literature on this topic has proposed several solutions to the forward guidance puzzle, and most of them resort to discounting key equations of the DSGE model and center around including agent heterogeneity. For instance, [Del Negro et al., 2023] show that the overestimation of an economy's reaction to announcements about future interest rates is likely due to lack of discounting future economic outcomes.

Incorporating a perpetual youth framework into a DSGE model attenuates the changes in the main variables and suggests that announcements of policy changes far in the future generate effects on current aggregate variables that are much closer to the empirical estimates. [McKay et al., 2016] modify the standard framework by introducing incomplete markets and show that precautionary savings, which are caused by insurable risk and liquidity constraints, may attenuate the effects of forward guidance. Adding heterogeneity in risk aversion may also provide a solution to the forward guidance puzzle [Caballero, Farhi, 2018].

Departing from the assumption of rational expectations may provide another way to reach a resolution of the forward guidance puzzle. [Angeletos, Lian, 2018] depart from the assumption of common knowledge, whereas [Gabaix, 2020] solves the forward guidance puzzle by adding agent myopia to the behavioral DSGE model. [Afrouzi, Yang, 2021] provide a method for solving dynamic rational inattention problems, which allows for a design in which the nature of inattention is endogenous. Finally, a few contributions discuss imperfect credibility of the central bank as a possible solution to the puzzle [Bernanke, 2020; Bodenstein et al., 2012; Campbell et al., 2019]. [Andrade et al., 2019] present a model in which agents doubt the central bank's ability to commit and therefore interpret forward guidance announcements as Delphic rather than Odyssean.

The article also fits into the literature concerning the dependence of forward guidance on fiscal policy. Several papers investigate the interaction of unconventional monetary policy and fiscal policy [Corhay et al., 2017; Leeper, Leith, 2016]. [Ascari et al., 2020] study the effects of forward guidance on the efficiency of monetary and fiscal policy at the zero lower bound. Several papers study forward guidance effects by incorporating the fiscal theory of price level. [Caramp, Silva, 2023] explain how the forward guidance puzzle hinges on the wealth effects generated by the direct response of fiscal transfers to monetary policy. In addition, [McClung, 2021] shows that the fiscal theory of price level considerably dampens the effects of a central bank's announcements under an active fiscal policy regime. [Cochrane, 2017] also studies forward guidance and fiscal theory, although his focus is not on the forward guidance puzzle.

2. Model

In this section, we introduce a standard New Keynesian model expanded to take into account boundedly rational agents. In this study's baseline model, a representative household supplies labor to firms and consumes a bundle of goods to maximize expected lifetime utility. To analyze the effects of forward guidance in a non-Ricardian economy, we

introduce the model of [Rigon, Zanetti, 2018] and incorporate the overlapping generations model into our baseline framework. The overlapping generations concept assumes that during each period the economy co-exists simultaneously with several generations of households at different ages, each of which faces a constant probability of surviving. Also, both the non-Ricardian and Ricardian consumers exist parallel to a continuum of imperfectly competitive firms, such that each firm has an imperfect understanding of the course of inflation and behaves in a boundedly rational manner. Fiscal policy responds to debt deviations from its steady state by implementing a simple rule for government taxes. To close the model, we assume that the central bank conducts policy in accordance with a simple policy rule and provides signals about future interest rates.

Ricardian Households

The economy contains a continuum of identical consumers. During each period, each household consumes a bundle of goods, C_t , and supplies labor, N_t , to maximize the following expected utility function:

$$U_t(C_t, N_t) = \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln C_t + \varphi \ln[1 - N_t]), \quad (1)$$

where β is a discount rate and φ measures the degree to which leisure contributes to utility.

The household's expenditures include consumption, C_t , and purchase of new bonds, B_t , whose expected value is $Q_{t,t+1}B_{t+1}$, where $Q_{t,t+1}$ denotes the stochastic discount factor for a single-period riskless asset. To cover expenses, each consumer supplies units of labor, N_t , at the nominal wage rate, W_t . T_t includes lump-sum taxes and an employment subsidy to firms that offsets distortions generated by monopolistic competition.

Hence, the following budget constraint holds:

$$P_t C_t + \mathbb{E}_t [Q_{t,t+1} B_{t+1}] \leq W_t N_t + B_t - T_t. \quad (2)$$

Finally, real debt holdings of consumers must satisfy a transversality condition:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t [Q_{t,t+k} B_{t+k}] = 0. \quad (3)$$

The agent solves the following optimization problem:

$$\begin{aligned} & \max_{C_t, C_{t+1}, N_t, B_{t+1} \geq 0} \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln C_t + \varphi \ln[1 - N_t]) + \\ & + \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_t (W_t N_t + B_t - T_t - P_t C_t - \mathbb{E}_t [Q_{t,t+1} B_{t+1}]). \end{aligned}$$

The first-order conditions for this problem reflect the optimality conditions for labor supply and intertemporal consumption choice, respectively:

$$\frac{w_t}{p_t} = \varphi \frac{c_t}{1-N_t}, \quad (4)$$

$$\frac{1}{c_t} = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{1}{c_{t+1}} \frac{p_{t+1}}{p_t} R_t \right], \quad (5)$$

where $R_t = \frac{1}{\mathbb{E}_t Q_{t,t+1}}$ is the gross return on a riskless single-period asset [Woodford, 2003].

Log-linearized first-order conditions are:

$$c_t + \eta n_t = w_t - p_t, \quad (6)$$

$$c_t = \mathbb{E}_t c_{t+1} - (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}), \quad (7)$$

where lowercase letters denote the natural logs of the corresponding variable and $\eta = \frac{N}{1-N}$ is the inverse of the Frisch elasticity of labor supply.

Non-Ricardian Households

In a non-Ricardian economy, a new generation, s , is born during each period while existing consumers face a constant probability of surviving, γ , independent of age. Newborns dispose of the present discounted value of their labor income and do not hold assets at their birth (no bequest motive). As in [Blanchard, 1985], financial wealth is redistributed by insurance companies to survivors that additionally are paid with a premium proportional to their financial wealth.

For any period, each household of age s consumes a bundle of goods, $C_{s,t}$, and supplies labor, $N_{s,t}$, to maximize the following anticipated utility function:

$$U_{s,t}(C_{s,t}, N_{s,t}) = \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \gamma^t (\ln C_{s,t} + \varphi \ln[1 - N_t]), \quad (8)$$

where γ is a constant probability of survival.

A non-Ricardian household's budget constraints are the same as for Ricardian consumers, but with one exception: T_t now includes lump-sum taxes, employment subsidies to firms, and generation-specific transfers, which equalize the distribution of steady-state debt holdings across generations. Hence, the budget constraints for non-Ricardian consumers are as follows:

$$p_t C_{s,t} + \gamma \mathbb{E}_t [Q_{t,t+1}^s B_{s,t+1}] \leq w_t N_{s,t} + B_{s,t} - T_{s,t}. \quad (9)$$

Finally, the model stipulates that real debt holdings of non-Ricardian consumers must satisfy a transversality condition given the survival rate, thus:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t [Q_{t,t+k}^s \gamma^k B_{s,t+k}] = 0. \quad (10)$$

The first-order conditions for the maximization problem of each household are the same as for Ricardian consumers.

By solving the Euler equation (5) forward, using the budget constraint (9) and imposing the no-Ponzi condition (10), individual consumption can be expressed as a linear function of financial wealth, $B_{s,t}$, and human wealth, $H_{s,t}$, defined as an expected stream of future income from wages net of taxes and transfers:

$$P_t C_{s,t} = \frac{1}{(1+\varphi)\Phi_{s,t}} [B_{s,t} - Tr_{s,t} + H_{s,t}], \quad (11)$$

where $\Phi_{s,t}$ is the inverse of the propensity to consume out of financial and human wealth; $Tr_{s,t} = Tr_s$ denotes a generation-specific transfer and has no effect on the aggregate dynamics of the economy; and $H_{s,t} = H_t$ is human wealth which is the same across cohorts.

Since during each period the economy coexists simultaneously with several generations of households, aggregate consumption in period $t + 1$ can be rewritten as a weighted sum of the consumption of two groups of households — those already alive in period $t + 1$ and new-borns in period $t + 1$ — as follows:

$$C_{t+1} = \gamma \tilde{C}_{t+1} + (1 - \gamma) C_{t+1}^{NB}. \quad (12)$$

Hence, we obtain the Euler equation in a non-Ricardian economy, which determines both the optimal path of consumption over time and the difference in consumption across newborns, as well as the aggregate consumption in the same period:

$$C_t = \frac{1}{\beta R_t} \mathbb{E}_t \frac{P_{t+1}}{P_t} \left[C_{t+1} + \frac{1-\gamma}{\gamma} \frac{1}{(1+\varphi)\Phi_{s,t}} (b_{t+1} - b) \right], \quad (13)$$

where b_{t+1} and b are the real bond holdings at time $t + 1$ and at the steady state, respectively. By setting consumers' probability of survival equal to 1, the model nests the standard Ricardian framework with infinitely lived consumers.

We can rewrite the Euler equation for non-Ricardian consumers in log-linearized form:

$$c_t = \mathbb{E}_t c_{t+1} - (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) + \frac{1-\gamma}{(1+\varphi)\gamma\Phi} b_{t+1}. \quad (14)$$

Firms

Firms interact under monopolistic competition. For any period, each firm demands $N_t(j)$ units of labor and produces $Y_t(j)$ according to the production technology described by:

$$Y_t(j) = A_t N_t(j), \quad (15)$$

where A_t is the aggregate productivity shock, which evolves according to an AR(1) process. For $\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A,t}$, the stochastic shock, $\varepsilon_{A,t}$, has a zero mean and the standard deviation is equal to σ_A .

A firm's problem in minimizing cost is defined in the following way:

$$\min_{N_t \geq 0} N_t(1 - \tau) \frac{W_t}{P_t} + MC_t(Y_t(j) - A_t N_t(j)), \quad (16)$$

where τ denotes the rate at which the cost of employment is subsidized and MC_t is the firm's marginal costs.

The first-order condition for this problem is:

$$MC_t = (1 - \tau) \frac{W_t}{P_t A_t}. \quad (17)$$

In accordance with [Calvo, 1983], each firm has an opportunity during each period to reoptimize its prices with constant probability $1 - \theta$ or not to reoptimize it with probability θ . Thus, the parameter θ measures the degree of nominal rigidity. To reoptimize the price, firms maximize the expected discounted value of their profits:

$$\mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+i}} Y_{t+i}(j) - MC_{t+i} Y_{t+i}(j) \right) \quad (18)$$

subject to the demand function for goods $Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^\epsilon Y_t$.

The first-order condition for this problem is:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \frac{\mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i Y_{t+i} MC_{t+i} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+i}} \right)^\epsilon}{\mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i Y_{t+i} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+i}} \right)^{\epsilon-1}}. \quad (19)$$

Assuming that all firms can reoptimize their prices, the first order condition may be rewritten in the following way:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} MC_t. \quad (20)$$

Firms that fail to reoptimize prices keep them unchanged. As a result, the aggregate price index, P_t , can be rewritten as a weighted aver-

age of newly set prices, P_t^* , and those set in the previous period, P_{t-1} . Therefore, the aggregate price index can be written as:

$$P_t^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = \theta(P_{t-1})^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} + (1 - \theta)(p_t^*)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}. \quad (21)$$

Assuming relative price $\bar{P}_t = \frac{p_t^*}{P_t}$, we obtain:

$$1 = (1 - \theta)(\bar{P}_t)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} + \theta \left(\frac{P_{t-1}}{P_t} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}. \quad (22)$$

The log-linearized aggregate price index is then:

$$0 = (1 - \theta)(\bar{p}_t)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} - \theta\pi_t. \quad (23)$$

We can rewrite equation (19) in the following way:

$$\begin{aligned} & \left[\mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i Y_{t+i} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+i}} \right)^{\epsilon-1} \right] \bar{p}_t = \\ & = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \left[\mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i Y_{t+i} MC_{t+i} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t+i}} \right)^{\epsilon} \right]. \end{aligned} \quad (24)$$

The log-linearized version of equation (24) is equal to:

$$\bar{p}_t + p_t = (1 - \theta\beta)(mc_t + p_t) + \theta\beta(\mathbb{E}_t \bar{p}_{t+1} + \mathbb{E}_t p_{t+1}). \quad (25)$$

Using equation (23), we can rewrite equation (25) in the following way:

$$\frac{\theta}{1-\theta} \pi_t = (1 - \theta\beta)mc_t + \theta\beta \frac{1}{1-\theta} \mathbb{E}_t \pi_{t+1}. \quad (26)$$

Hence, aggregate inflation is described by the following equation:

$$\pi_t = \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \kappa mc_t, \quad (27)$$

where $\kappa = \frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}$.

Monetary and Fiscal Policy

To finance public expenditures, G_t , and to serve outstanding debt, B_t , the government issues single-period bonds, B_{t+1} , that pay a gross nominal interest rate, R_t , and change lump-sum taxes, Tx_t .

Hence, the government budget constraint is:

$$\frac{B_{t+1}}{R_t} + Tx_t = B_t + G_t, \quad (28)$$

where government expenditures, G_t , vary in accordance with the AR(1) process. For $\ln G_t = \rho_G \ln G_{t-1} + \varepsilon_{G,t}$, the stochastic shock, $\varepsilon_{G,t}$, has a zero mean and the standard deviation is equal to σ_G .

As in [Leith, Von Thadden, 2008], fiscal policy is described by a simple rule, which takes the following form:

$$Tx_t = Tx + \phi_G(B_t - B), \quad (29)$$

where Tx is the steady state level of taxes and $\phi_G > 0$ is the reaction of taxation to outstanding debt.

The central bank conducts monetary policy in accordance with the standard Taylor rule:

$$r_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t, \quad (30)$$

where ϕ_π and ϕ_y reflect the reaction of the central bank to inflation and output deviations.

In order to consider the effects of forward guidance, it is assumed that at time $t = 0$ the central bank announces that it will decrease nominal interest rate by 100 basis points in period $t = 4$. During the subsequent periods, the nominal interest rate will follow the standard Taylor rule.

Equilibrium Dynamics

The system may be rewritten in terms of the output gap x_t , defined as the deviation of output y_t from its natural level y_t^n , where y_t^n is the equilibrium level of output under sticky prices.

Then, the output gap can be defined as:

$$x_t = y_t - y_t^n. \quad (31)$$

Assuming that under flexible prices $mc_t = 1$, the natural level of output equals:

$$y_t^n = a_t + \frac{1}{1+\eta} g_t. \quad (32)$$

The relation between marginal costs and the output gap takes the following form:

$$mc_t = (1 + \eta)x_t. \quad (33)$$

Hence, the New Keynesian Phillips curve may be derived:

$$\pi_t = \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \tilde{\kappa} x_t, \quad (34)$$

where $\tilde{\kappa} = (1 + \eta)\kappa$.

The market clearing condition takes the following log-linearized form:

$$y_t = c_t + g_t. \quad (35)$$

Substituting equation (35) into the Euler equation for a Ricardian economy results in:

$$y_t - g_t = \mathbb{E}_t(y_{t+1} - g_{t+1}) - (r_t - \mathbb{E}_t\pi_{t+1}). \quad (36)$$

Rearranging the equation above, yields:

$$y_t = \mathbb{E}_t y_{t+1} - (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) - \mathbb{E}_t \Delta g_{t+1}. \quad (37)$$

The dynamic IS curve for a Ricardian economy may be rewritten combining $y_t^n = a_t + \frac{1}{1+\eta} g_t$ and equation (37) as follows:

$$x_t = \mathbb{E}_t x_{t+1} - (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - r_t^n), \quad (38)$$

where $r_t^n = \frac{\eta}{1+\eta} (1 - \rho_G) g_t - (1 - \rho_A) a_t$ is the natural interest rate.

The derivation of the dynamic IS curve for non-Ricardian consumers follows the same algorithm but includes the dynamics of debt holdings:

$$x_t = \mathbb{E}_t x_{t+1} - (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - r_t^n) + \frac{(1-\gamma)v_B}{(1+\varphi)\gamma\Phi} b_{t+1}, \quad (39)$$

where $v_B = \frac{B}{Y}$ and the natural interest rate is the same as for the Ricardian economy.

Debt holdings in log-linearized form equal:

$$b_{t+1} = (r_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) + \frac{1}{\beta} (1 - \phi_G) b_t + \frac{1}{\beta v_B} g_t. \quad (40)$$

Boundedly Rational Expectations

In contrast to the standard New Keynesian model in which expectations are rational, it is postulated that firms are boundedly rational and have an imperfect knowledge of the inflation dynamics. Thus, a representative firm's subjective inflation forecast, $\tilde{\mathbb{E}}_t \pi_{t+1}$, is determined in the following way:

$$\tilde{\mathbb{E}}_t \pi_{t+1} = \tilde{\mathbb{E}}_{t-1} \pi_t + \lambda_\pi (\pi_t - \tilde{\mathbb{E}}_{t-1} \pi_t), \quad (41)$$

where $\lambda_\pi \in (0, 1]$ is the sensitivity of inflation expectations to short-run inflation surprises.

As in the studies of [Stock, Watson, 2007; 2010], it is assumed that firms arrive at their inflation forecasts using a univariate time-series model for inflation which allows for both temporary and permanent shocks:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \bar{\pi}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \bar{\pi}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_t \\ u_t \end{bmatrix}, \quad (42)$$

where $\bar{\pi}_t$ is the unobservable inflation trend, ξ_t is a transitory shock that pushes π_t away from the trend, and u_t is a permanent shock that shifts the trend over time.

Thus, the optimal subjective forecast, $\tilde{\mathbb{E}}_t \pi_{t+1}$, is determined in the following way:

$$\tilde{\mathbb{E}}_t \pi_{t+1} = \tilde{\mathbb{E}}_t \bar{\pi}_t = \lambda_\pi \pi_t + (1 - \lambda_\pi) \tilde{\mathbb{E}}_{t-1} \pi_t. \quad (43)$$

The value of λ_π may be viewed as measuring the degree to which inflation expectations remain anchored. A low value of λ_π means that agents do not revise their inflation forecasts much in response to inflation surprises and implies that expectations are well anchored. In contrast, when inflation is driven mostly by a permanent shock, agents are quick to revise their estimate of trend inflation in response to incoming data, and this means that expectations are poorly anchored.

Substituting the agent's subjective inflation forecast (43) into the standard New Keynesian Phillips curve yields:

$$\pi_t = \frac{\beta(1-\lambda_\pi)}{(1-\beta\lambda_\pi)} \tilde{\mathbb{E}}_{t-1} \pi_t + \frac{\tilde{\kappa}}{(1-\beta\lambda_\pi)} x_t. \quad (44)$$

The degree to which inflation expectations are anchored affects the dynamics of inflation through its influence on the steepness of the Phillips curve. [Carvalho et al., 2023; Coibion, Gorodnichenko, 2015] find empirical evidence of more firmly anchored inflation expectations over time. Moreover, [Jorgensen, Lansing, 2019] estimate the degree of anchoring of inflation expectations and the slope of the Phillips curve simultaneously and show that well-anchored expectations during the Great Recession served to flatten the Phillips curve. Thus, an increase in anchoring of inflation expectations dampens the magnitude of the inflation response to any variation in the output gap.

The authors also postulate that agents employ an analogous perceived law of motion for the output gap, as given by:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \bar{x}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \bar{x}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vartheta_t \\ \chi_t \end{bmatrix}, \quad (45)$$

where $\bar{x}_t$ is the perceived long-run output gap, ϑ_t is a transitory shock that pushes x_t away from the trend, and χ_t is a permanent shock.

In accordance with the perceived law of motion for the output gap given by equation (45), the optimal forecast rule is:

$$\tilde{\mathbb{E}}_t x_{t+1} = \tilde{\mathbb{E}}_t \bar{x}_t = \lambda_x x_t + (1 - \lambda_x) \tilde{\mathbb{E}}_{t-1} x_t. \quad (46)$$

Given the agent's perceived optimal forecast rules (43) and (46), the actual law of motion for the economy is governed by dynamic IS curves and the New Keynesian Phillips curve, and it provides a complete de-

scription of the Ricardian and non-Ricardian economies with boundedly rational expectations.

3. Forward Guidance Puzzle

This section offers one possible solution to the forward guidance puzzle by examining the model with anchored inflation expectations. Forward guidance operates via the expectations of the agents in the economy. However, standard DSGE models pay little attention to the behavior of expectations, which are formed endogenously via the dynamics of the model. This study shows that the introduction of firms with an imperfect understanding of the inflation dynamics significantly impacts the expectations in DSGE models.

Figure 1 shows the reaction of the economy to a forward guidance shock for boundedly rational agents. When the central bank announces that the interest rate will decrease by one percent for T periods in the future, fully rational agents tend to overreact to this information. Thus, the responsiveness of inflation and output to the forward guidance announcements becomes amplified. When agents are boundedly rational, the effects of the central bank's announcements concerning monetary policy decisions are attenuated. The fact that expectations are anchored makes inflation and output responses more modest, both because the slope of the New Keynesian Phillips curve becomes less steep and also because the announcements about the nominal interest rate reduction result in a smaller decrease in the real interest rate in accordance with the Fisher equation. Therefore, when expectations are well anchored and agents do not much revise their forecasts in response to recent forecast errors, the effects of forward guidance are considerably attenuated. However, when inflation expectations are less anchored, the dynamics of the economy are only partially muted.

It is worth separately noting the dynamics of output below its steady state level. The reason is that central banks follow the standard Taylor rule and seek to return the economy to its potential level after the forward guidance announcement passes. While there is a consensus in the literature about the long duration of forward guidance policies at the zero lower bound, a central bank's commitment to reduce the nominal interest rate far in the future may result in larger cumulative inflation and output and, therefore, a more aggressive response of the monetary policy without a zero lower bound constraint. This problem could be solved by switching to less prolonged forward guidance policies or reduction in the frequency of the announcements; however, evaluating those strategies is beyond the scope of this work.

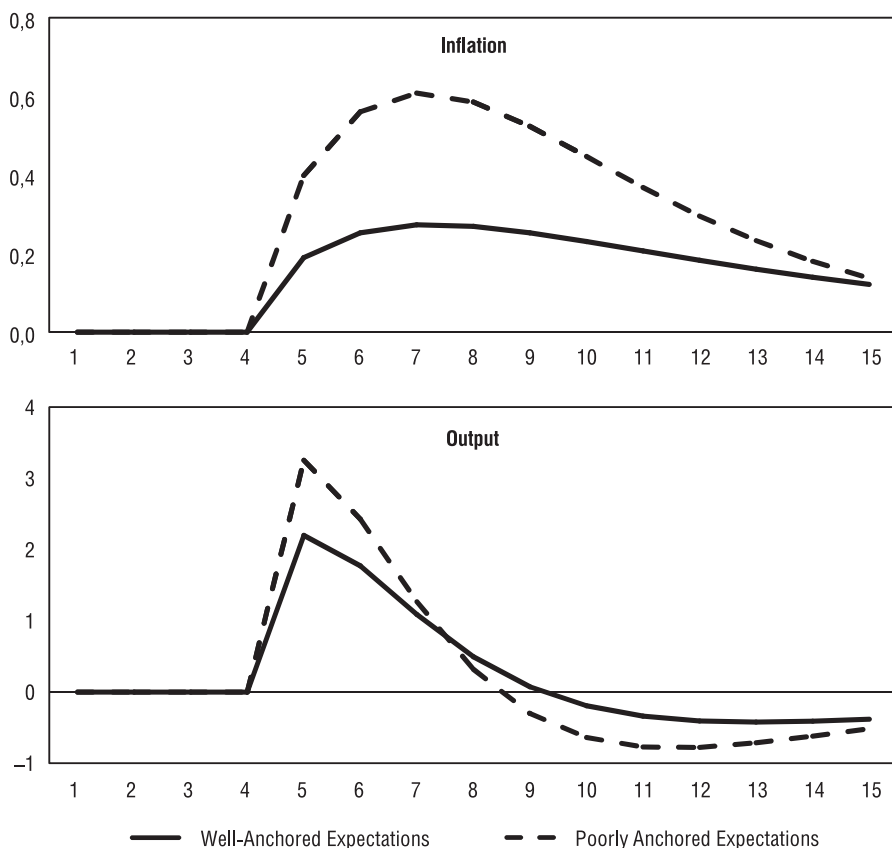


Fig. 1. Inflation and Output Responses to a Forward Guidance Shock With Anchored Inflation Expectations

The effectiveness of forward guidance may also vary depending on the policy type. The implications of a shift employed in this article toward a Taylor rule with higher coefficients within the New Keynesian model accompanied by boundedly rational agents are also worth elaborating. Figure 2 shows how the heightened desire of a central bank to maintain price stability and to reduce the output gap will influence the economy's response to a forward guidance shock under poorly and well-anchored expectations, respectively. The responses in inflation and output are reduced under both conditions. Higher values for the Taylor rule coefficients of a policy entail a faster reversion of inflation and output to a steady state in response to a shock and, hence, serve to anchor firms' inflation expectations. Therefore, a plausible increase in the coefficients results in a less inflationary response and may be desirable when inflation expectations are poorly anchored. However, well-anchored expectations may mitigate the adverse effects of higher coefficients on forward guidance. On the one

hand, positive trend inflation necessitates more aggressive monetary policy for the Blanchard and Kahn conditions to be met [Ascari et al., 2014]. On the other hand, a higher degree of anchoring expands the scope of determinacy and allows the central bank more flexibility. Anchored inflation expectations thus negate some of the adverse effects of trend inflation and allow central banks to apply forward guidance policies that remain effective.

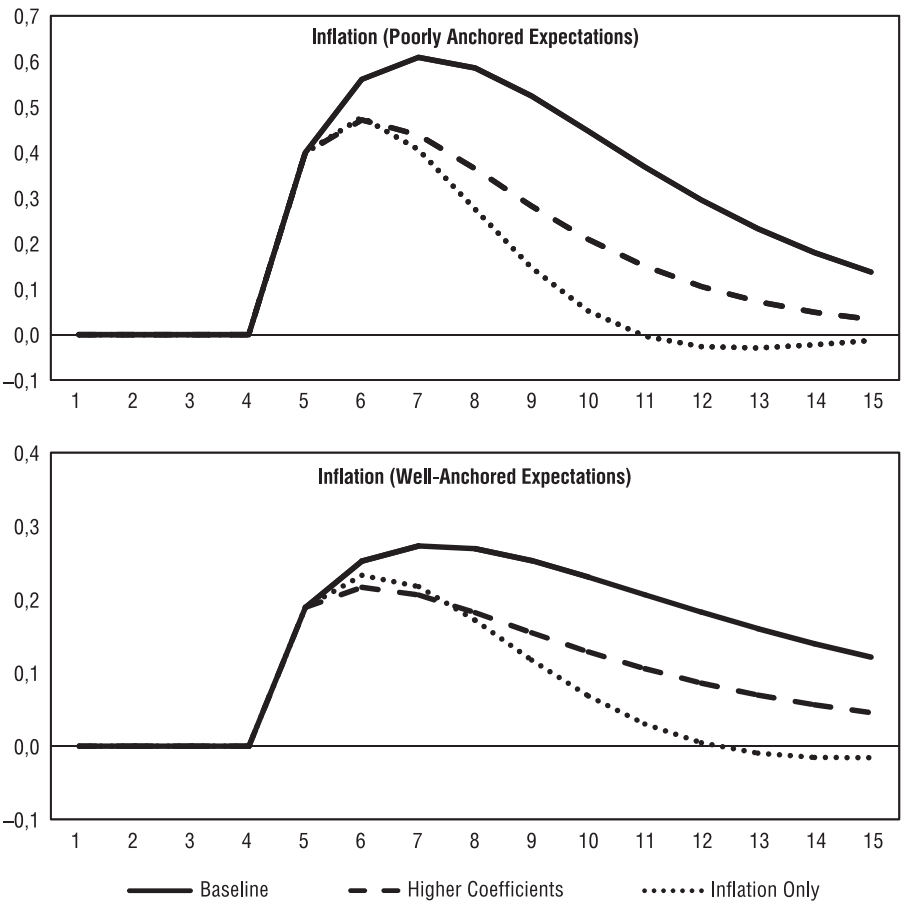


Fig. 2. Inflation Response to a Forward Guidance Shock Under Different Policy Coefficients

Figure 2 also shows the reaction of inflation to a forward guidance shock when the central bank seeks to stabilize only deviations in inflation. While such a policy considerably reduces the persistence of the effects of shocks on macroeconomic variables, zero weight on output in the policy rule makes the effectiveness of forward guidance extremely low. This result is applicable whether inflation expectations are more

anchored or less so. It follows that central banks which provide signals about future interest rates should be flexible in their policies. When expectations are well anchored, a central bank should maintain both price and output stability in a non-aggressive manner. However, poorly anchored expectations require the central bank to achieve the right balance between higher policy coefficients in the Taylor rule and the effectiveness of forward guidance.

4. Forward Guidance and Fiscal Policy

This section analyzes the dependence of forward guidance on fiscal policy. In the baseline model, steady state government debt is equal to zero. However, most governments around the world in fact allow non-zero government debt. How different values of the debt-to-output ratio could impact forward guidance effects on the economy is explored first.

While empirical papers find evidence for the dependence of forward guidance on fiscal policy, recent theoretical literature supports this idea only under fixed active fiscal regimes. This study argues that introducing non-Ricardian consumers enables analysis of the influence of a fiscal policy stance on a central bank's announcements. That relationship arises because the dependence of monetary policy on the fiscal stance is strengthened by magnifying wealth effects for households in a non-Ricardian economy.

[Del Negro et al., 2023] show that the effects of forward guidance are considerably attenuated in the model with non-Ricardian consumers. This is because as yet unborn households cannot immediately increase their consumption to benefit from the future interest rate drop. Therefore, aggregate consumption trends lower, and the responsiveness of inflation and output is dampened. Figure 3 shows that the forward guidance puzzle may hold even in a non-Ricardian framework. Although the effects of a central bank's announcements on the dynamics of inflation and output are attenuated in comparison with a fully rational framework, an increase in debt magnifies the wealth channel so that fluctuations in real debt holdings have a larger impact on the economy. Moreover, a high value for bond holdings moves debt farther from the initial value in response to a forward guidance shock and therefore constrains the convergence of debt to a steady state. As a result, a positive debt level amplifies the effects of forward guidance.

Taking both poorly and well-anchored inflation expectations into account has valuable policy implications for central banks as they im-

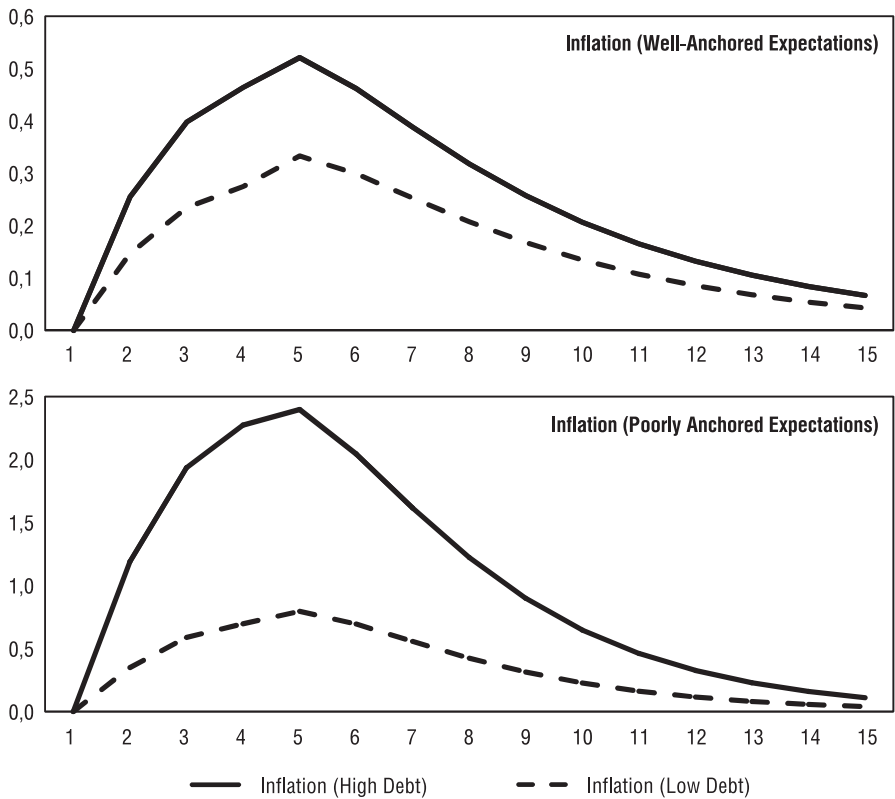


Fig. 3. Inflation Response to a Forward Guidance Shock With Positive Debt

plement forward guidance under conditions of low and high government debt. When expectations are well anchored, a sustainable level of debt results in a more effective forward guidance policy. However, central banks need to be restrained in their announcements when expectations are de-anchored and the governments accumulate a large amount of debt. In that circumstance, an overactive information policy may destabilize the economy.

This study also points out ways in which the power of forward guidance depends on the fiscal policy responses to debt fluctuations. In the baseline framework, the fiscal policy parameter is positive and equal to 0.5. As [Cochrane, 2017] has demonstrated, only an active fiscal policy may attenuate the inflation and output responses that are elicited by forward guidance announcements. However, in this study’s non-Ricardian framework, an increase in the fiscal policy parameter does dampen the power of forward guidance, which may additionally stabilize an economy with high levels of debt and an active forward guidance policy.

Conclusion

With nominal interest rates approaching the zero lower bound, forward guidance has become an increasingly important tool of monetary policy. However, general equilibrium models predict implausibly large reactions to forward guidance and devote little scrutiny to analyzing the course of inflation expectations. This study argues that the effectiveness of forward guidance depends crucially on the degree to which inflation expectations are anchored and on the central bank's ability to maintain price stability. The introduction of boundedly rational equilibrium constrains the dynamics of expectations in the model developed and provides a possible solution to the forward guidance puzzle. When agents have an imperfect understanding of the inflation process and arrive at their subjective inflation forecasts, the degree of anchoring of inflation expectations may vary. When expectations are well anchored, the dynamics of key macroeconomic variables in response to forward guidance shocks are relatively attenuated. Moreover, higher coefficients in a policy rule entail a faster convergence of inflation and output to their steady state and also anchor inflation expectations. Stronger responses of monetary policy to inflation and output fluctuations significantly dampen the effects of forward guidance and result in higher accuracy for the model. However, an excessive urge to stabilize inflation deviations without paying attention to output fluctuations nullifies the effectiveness of forward guidance when expectations are well anchored.

The analysis in this article supplements the literature pertaining to the dependence of forward guidance on fiscal policy. In contrast to existing papers, however, it indicates that the effects of central bank announcements depend on the fiscal policy stance when non-Ricardian households are incorporated into the model. The initial effects of forward guidance thus depend significantly on the steady state debt. Higher levels of debt holdings amplify the effects of forward guidance on inflation and output, but this condition leads to destabilization of the economy when expectations are poorly anchored. A stronger reaction of fiscal policy to debt fluctuations attenuates the effects of central bank announcements when debt is high.

Finally, it is worth clarifying the following point. This paper focuses on an equilibrium in which the degree of anchoring is determined exogenously. However, a significant surge in inflation in recent years has caused an increase in uncertainty and therefore higher noise in perceived signals. Modifying the model to account for the ability of agents to endogenously extract information from the central bank announce-

ments may ultimately provide a better understanding of forward guidance policies.

References

1. Afrouzi H., Yang C. Dynamic Rational Inattention and the Phillips Curve. *CESifo*, Working Paper Series no. 8840, 2021.
2. Andrade P., Gaballo G., Mengus E., Mojon B. Forward Guidance and Heterogeneous Beliefs. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, vol. 11(3), pp. 1-29.
3. Angeletos G.-M., Lian C. Forward Guidance Without Common Knowledge. *American Economic Review*, 2018, vol. 108(9), pp. 2477-2512.
4. Ascari G., Florio A., Gobbi A. Controlling Inflation With Timid Monetary-Fiscal Regime Changes. *International Economic Review*, 2020, vol. 61(2), pp. 1001-1024.
5. Ascari G., Sbordone A. M. The Macroeconomics of Trend Inflation. *Journal of Economic Literature*, 2014, vol. 52(3), pp. 679-739.
6. Bernanke B. The New Tools of Monetary Policy. *American Economic Review*, 2020, vol. 110(4), pp. 943-983.
7. Bhatnagar A. Monetary Policy With Non-Ricardian Households. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2023, vol. 89, pp. 12-26.
8. Blanchard O. J. Debt, Deficits, and Finite Horizons. *Journal of Political Economy*, 1985, vol. 93(2), pp. 223-247.
9. Bodenstein M., Hebden J., Nunes R. Imperfect Credibility and the Zero Lower Bound. *Journal of Monetary Economics*, 2012, vol. 59(2), pp. 135-149.
10. Caballero R. J., Farhi E. The Safety Trap. *Review of Economic Studies*, 2018, vol. 85(1), pp. 223-274.
11. Calvo G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 1983, vol. 12(3), pp. 383-398.
12. Campbell J. R., Evans C. L., Fisher J. D. M., Justiniano A. Macroeconomic Effects of FOMC Forward Guidance. *The Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, vol. 43(1), pp. 1-80.
13. Campbell J. R., Ferroni F., Fisher D. M., Melosi L. The Limits of Forward Guidance. *Journal of Monetary Economics*, 2019, vol. 108, pp. 118-134.
14. Caramp N., Silva D. H. Monetary Policy and Wealth Effects: The Role of Risk and Heterogeneity. *CESifo*, Working Paper Series no. 11049, 2023.
15. Carvalho C., Eusepi S., Moench E., Preston B. Anchored Inflation Expectations. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2023, vol. 15, pp. 1-47.
16. Cochrane J. The New-Keynesian Liquidity Trap. *Journal of Monetary Economics*, 2017, vol. 92, pp. 47-63.
17. Coenen G., Ehrmann M., Gaballo G., Hoffmann P., Nakov A., Nardelli S., Persson E., Strasser G. Communication of Monetary Policy in Unconventional Times. Frankfurt am Main, *European Central Bank*, Working Paper Series no. 2080, 2017.
18. Coibion O., Gorodnichenko Y. Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts. *American Economic Review*, 2015, vol. 105(8), pp. 2644-2678.
19. Corhay A., Kung H., Morales G. QE in the Fiscal Theory: A Risk-Based View. Toronto, *Rotman School of Management*, Working Paper no. 2981085, 2017.
20. Del Negro M., Giannoni M., Patterson S. The Forward Guidance Puzzle. *Journal of Political Economy Macroeconomics*, 2023, vol. 1(1), pp. 43-79.
21. Gabaix X. A Behavioral New Keynesian Model. *American Economic Review*, 2020, vol. 110(8), pp. 2271-2327.
22. Jorgensen P., Lansing K. J. Anchored Inflation Expectations and the Slope of the Phillips Curve. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, Working Paper Series no. 27, 2019.
23. Leeper E. M., Leith C. Understanding Inflation as a Joint Monetary-Fiscal Phenomenon. In: Taylor J. B., Uhlig H. (eds.). *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam, Elsevier Press, 2016.

24. Leith C., Von Thadden L. Monetary and Fiscal Policy Interactions in a New Keynesian Model With Capital Accumulation and Non-Ricardian Consumers. *Journal of Economic Theory*, 2008, vol. 140(1), pp. 279-313.
25. McClung N. The Power of Forward Guidance and the Fiscal Theory of the Price Level. *International Journal of Central Banking*, 2021, vol. 17(71), pp. 1-57.
26. McKay A., Nakamura E., Steinsson J. The Power of Forward Guidance Revisited. *American Economic Review*, 2016, vol. 106(10), pp. 3133-3158.
27. Rigon M., Zanetti F. Optimal Monetary Policy and Fiscal Policy Interaction in a Non-Ricardian Economy. *International Journal of Central Banking*, 2018, vol. 14(3), pp. 389-436.
28. Stock J. H., Watson M. W. Modeling Inflation After the Crisis. *Macroeconomic Challenges: The Decade Ahead*. Proceedings of the Jackson Hole Economic Policy Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2010.
29. Stock J. H., Watson M. W. Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, vol. 39, pp. 3-34.
30. Woodford M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2003.

Денежно-кредитная политика

Влияние монетарной политики на ставки по ипотечным кредитам в регионах России

Ольга Анатольевна Демидова*ORCID: 0000-0001-5201-3207*

Доктор экономических наук, кандидат физико-математических наук, профессор, департамент прикладной экономики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», (РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: demidova@hse.ru

Светлана Федоровна Серегина*ORCID: 0000-0003-2856-9867*

Доктор экономических наук, профессор, департамент теоретической экономики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: sseregina@hse.ru

Александр Алексеевич Мясников*ORCID: 0000-0001-8513-366X*

Кандидат экономических наук, доцент, департамент теоретической экономики, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: amyasnikov@hse.ru

Анна Александровна Щанкина*ORCID: 0009-0006-7682-1544*

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

Аннотация

На основе анализа панельных данных по средневзвешенным процентным ставкам в российских регионах в статье показывается неоднородность реакции региональных ипотечных рынков на изменения ставок денежного рынка (в нашем исследовании — MIACR), обусловленной в первую очередь изменениями ключевой ставки Банка России. На эффективность трансмиссии оказывает значимое влияние уровень конкуренции на региональном ипотечном рынке. Мы предполагаем, что это может быть связано с различной ролью инструментов денежного рынка как источников пассивов для различных банков, а значит, и с неодинаковой величиной эффекта переноса изменений ставок рынка межбанковских кредитов на ставки по ипотеке. Кроме того, на значения ипотечных процентных ставок воздействуют уровень конкуренции на региональном ипотечном рынке, а также покупательная способность заемщиков на рынке жилья и качество жизни в российских регионах. Мы объясняем это влияние стандартной микроэкономической логикой рыночных структур, а также значением показателя РТІ (отношение месячного платежа по кредиту к ежемесячному доходу заемщика) в определении уровня риска и, соответственно, премии за риск. С уровнями ипотечных процентных ставок также отрицательно связана интенсивность миграционных потоков регионов.

Ключевые слова: монетарная трансмиссия, денежно-кредитная политика, ипотечный рынок, ипотечные ставки, регионы России.

JEL: G21, E52, C23.

Monetary Policy

Impact of Monetary Policy on Mortgage Rates in Russia's Regions

Olga A. Demidova

ORCID: 0000-0001-5201-3207

Dr. Sci. (Econ.), Cand. Sci. (Phys. and Math.),
Professor, National Research University
Higher School of Economics,^a
e-mail: demidova@hse.ru

Svetlana F. Seregina

ORCID: 0000-0003-2856-9867

Dr. Sci. (Econ.), Professor, National Research
University Higher School of Economics,^a
e-mail: sseregina@hse.ru

Alexander A. Myasnikov

ORCID: 0000-0001-8513-366X

Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor,
National Research University Higher School
of Economics,^a e-mail: amyasnikov@hse.ru

Anna A. Shchankina

ORCID: 0009-0006-7682-1544

Postgraduate Student, National Research
University Higher School of Economics,^a
e-mail: annachankina@yandex.ru

^a11, Pokrovskiy bul., Moscow, 109028,
Russian Federation

Abstract

Based on panel data analysis of weighted average interest rates in Russia's regions, this paper documents differences in the responses of regional mortgage markets to changes in money market rates (in this instance, MIACR), which are influenced primarily by changes in the key rate of the Central Bank of Russia. The efficiency of monetary transmission is significantly affected by the degree of competition in regional mortgage markets. The authors propose that this may be explained by the different roles that money market instruments play as a source of liabilities for particular banks and, therefore, by variations in the amplitude of transmission of money market rates into mortgage rates. In addition, mortgage interest rates are influenced by the amount of competition in a regional mortgage market as well as by the purchasing power of borrowers in housing markets and by the quality of life in the Russian regions. This is explained via the standard microeconomic logic of market structures and the role of the PTI (the payment-to-income ratio, which indicates how much of a borrower's income is spent on loan repayment) in determining degree of risk and ultimately the risk premium. The amount of migration into a region is also negatively correlated with mortgage interest rates.

Keywords: monetary transmission, monetary policy, mortgage market, mortgage rates, Russian regions.

JEL: G21, E52, C23.

Acknowledgements

This study has been carried out as part of the Fundamental Research Program of the National Research University Higher School of Economics.

Введение

Ипотечный рынок в России в настоящее время претерпевает ряд изменений, обусловленных как экономическими, так и неэкономическими причинами. Сегодня это один из самых быстрорастущих сегментов российского банковского рынка: количество выдаваемых за год ипотечных кредитов выросло за последние 10 лет в 2,8 раза. Более того, ипотека стала одним из основных драйверов розничного кредитования. В 2022 году ипотечные жилищные кредиты (далее — ИЖК) обеспечили 85% прироста задолженности всех розничных кредитов¹. Доля ИЖК в общем объеме выданных кредитов физическим лицам выросла с 26,8% в 2022 году до 29,8% — в 2023-м¹.

Ускорению роста объема выданных ИЖК способствовало введение семи программ льготного ипотечного кредитования², которые имеют большое социальное значение, предоставляя возможность отдельным, в том числе уязвимым, группам населения улучшить жилищные условия. Потребность населения в жилье и более низкие ставки обусловили высокую долю ипотеки по льготным программам в общем объеме выданных ипотечных жилищных кредитов: 48 и 61% в 2022 и 2023 годах по сравнению с 5% в 2019 году³.

Обеспеченность населения жильем существенно различается по регионам. Общая площадь жилья, приходившегося в среднем на одного жителя страны, по данным Росстата, составляла в 2023 году 28,8 кв. м, при этом в четырех регионах ЦФО и двух регионах СЗФО она достигала 36 кв. м, тогда как в Ингушетии и Тыве была, соответственно, 15,3 и 16 кв. м, а в девятнадцати регионах не превышала 26 кв. м⁴.

Среди факторов, влияющих на ставки по ипотечным жилищным кредитам, таких как регуляторные требования Банка России, доходность ОФЗ, наличие программ льготного ипотечного кредитования с государственной поддержкой и др., важнейшее место занимает ключевая ставка Банка России. Периоды снижения ключевой ставки влекут за собой удешевление розничного кредитования (в том числе ИЖК), периоды роста — наоборот,

¹ Обзор рынка ипотечного жилищного кредитования. http://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/Indicator_mortgage/1222/.

² Единая отчетность по льготному ипотечному кредитованию. <https://дом.пф/programmy-gosudarstvennoj-podderzhki/report/>; <https://дом.пф/programmy-gosudarstvennoj-podderzhki/operational-reporting/>.

³ Показатели рынка жилищного (ипотечного жилищного) кредитования. https://cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/.

⁴ Жилищный фонд по субъектам Российской Федерации. https://rosstat.gov.ru/statistics/zhilishhnye_usloviya.

подорожание⁵ (рис.). Так, незначительный рост ключевой ставки в декабре 2018 года с 7,5 до 7,75% (на этом уровне она держалась до июня 2019 года) сопровождался постепенным увеличением средневзвешенной ставки по ИЖК с 9,66% в декабре 2018 года до 10,56% в апреле 2019 года. В 2020 году, когда ключевая ставка Банка России снижалась с 6,25% в январе до 4,25% в августе и держалась на этом уровне до марта 2021 года, а до середины июля 2021 года не превышала 5,5%, средневзвешенная ставка по ИЖК упала с 8,85% в январе 2020 года до 7,38% в июле и колебалась в пределах 7,25–7,6% до середины 2021 года. Наличие трансмиссии ставки центрального банка на ипотечные ставки отмечалось в целом ряде работ, например [Becker et al., 2012; Greenwald, 2018; Payne, 2006].



Источник: расчеты авторов на основе данных Банка России.

Рис. Динамика показателей ипотечного рынка России

Fig. Dynamics of Various Mortgage Market Indicators in Russia

Однако изменение ключевой ставки может по-разному трансформироваться на региональные ипотечные рынки, различающиеся своими размерами и структурой: количеством банков, выдающих ипотечные кредиты, количеством предоставленных ипотечных

⁵ В то же время резкие краткосрочные повышения ключевой ставки не всегда сопровождаются аналогичными изменениями ставок по ИЖК. При резком повышении ключевой ставки в конце февраля 2022 года до 20% средневзвешенная ставка ИЖК колебалась вблизи 8%, а при снижении в октябре — росла.

кредитов, соотношением рынков первичного и вторичного жилья и т. д. Специфика региональных ипотечных рынков во многом определяется социально-экономическими характеристиками регионов: покупательной способностью населения, структурой экономики и банковского сектора, уровнем безработицы и др. Всё это формирует неоднородность распространения по регионам монетарных шоков, в том числе их воздействия на ставки по ИЖК.

Определение факторов, вызывающих неоднородность трансмиссии монетарной политики на ставки по ипотечным кредитам, актуально и полезно с практической точки зрения в условиях недостаточной обеспеченности жильем населения ряда регионов РФ и необходимости поддержки ипотечных рынков при различных шоках.

Целью настоящей работы является исследование региональной неоднородности распространения монетарных шоков на ипотечные ставки.

В первом разделе статьи представлен обзор научной литературы и сформулирована основная гипотеза. Во втором содержится описание используемых данных, переменных и выбранных моделей. В третьем приведены результаты оценки модели. В заключение сформулированы основные выводы.

1. Обзор литературы

Основным инструментом монетарной политики в России является ключевая ставка⁶. Она используется для управления инфляцией через совокупный спрос и воздействует на финансовые, макроэкономические и другие показатели. Изменение ключевой ставки оказывает существенное воздействие и на рынок ИЖК. В зарубежной и отечественной литературе уделяется много внимания анализу влияния ставки центрального банка на объем ипотечных кредитов, цену жилья, объем рефинансирования ипотечных кредитов и другие показатели рынка ипотечного жилищного кредитования. Отметим ряд работ, в которых так или иначе затрагивается связь между ставкой центрального банка и ставкой по ИЖК.

Прежде всего заметим, что ставка по ИЖК — это долгосрочная ставка. Связь между ставкой центрального банка и долгосрочными ставками давно исследуется в литературе как в русле анализа самой этой связи между регуляторными краткосрочными ставками и ставками по долгосрочным кредитам (в частности, ипотечным),

⁶ Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2024 год и период 2025 и 2026 годов. https://cbr.ru/about_br/publ/ondkp/on_2024_2026/.

так и с точки зрения воздействия мер монетарной политики на положение и форму кривой доходности. Неоднократно отмечалось, что связь краткосрочных регуляторных ставок с долгосрочными ставками более слабая, нежели с краткосрочными ставками. Существующие исследования показывают, что связь с долгосрочными ставками обычно является менее предсказуемой и может меняться в течение делового цикла, поскольку участники финансового рынка меняют взгляды на меры политики центрального банка [Fell, 1996; Roley et al., 1995]. В более поздних работах отмечается, что монетарная политика способна оказывать постоянное влияние на долгосрочные ставки в течение длительного периода времени [Levrero, Deleidi, 2019]. Результаты нашего исследования в целом согласуются с существующей мировой литературой: мы обнаружили наличие значимой связи между краткосрочной регуляторной ставкой и ипотечными ставками в России (по итогам нашего исследования она оказалась положительной).

В [Becker et al., 2012] процесс передачи шоков ставки Банка Англии на ипотечный рынок (на ставки по ИЖК) делится на два этапа: от официальной ставки к ставке LIBOR и от нее — к ставкам по ипотеке. Асимметрия этой трансмиссии проявляется на обоих этапах: неполная передача снижения официальной ставки на ставки по ипотеке, но полная передача ее повышения. Объясняется такая асимметрия как условиями финансового рынка, так и характером монетарной политики.

В [Payne, 2006] показана причинно-следственная связь между ставкой по федеральным фондам и ставкой по ипотечным кредитам в США. Неожиданные изменения ставок по федеральным фондам значимо влияют на регулируемые ставки по ипотечным кредитам (ARM), а неожиданные изменения ожидаемого в будущем направления денежно-кредитной политики Федеральной резервной системы (ФРС) (фактор траектории) — и на ARM, и на фиксированные ставки по ИЖК сроком на 30 лет. Влияние сохраняется в течение недели после объявления Федерального комитета по открытым рынкам (FOMC) [Xu et al., 2012]. Кроме того, реакция ставок по ипотечным кредитам асимметрична и зависит от величины и направления шока денежно-кредитной политики (далее — ДКП), стадии делового цикла. Это объясняется размером свободных жилых площадей и уровнем арендной платы.

Снижение ставок по ипотеке рассматривалось в качестве одной из целей политики количественного смягчения ФРС США [Bernanke, 2009; 2012; Di Maggio et al., 2020]. Одновременно отмечались и трудности, препятствовавшие передаче более низких ипотечных ставок заемщикам [Fuster et al., 2012; Mian et al., 2021].

Формирование ставок по ипотечным кредитам под влиянием изменения официальной ставки Резервного банка Новой Зеландии с учетом предельных издержек фондирования банков моделировалось в [Cassino, 2012].

Передача воздействия номинальной ставки, таргетируемой центральным банком, на ставки по ИЖК была рассмотрена в статье [Greenwald, 2018], но основной акцент сделан на продолжении цепочки трансмиссии к размеру ипотечного кредита и ценам на недвижимость.

Помимо того что изменения официальной ставки центрального банка влияют на ипотечный рынок, сам рынок недвижимости является важным элементом трансмиссионного механизма монетарной политики, передавая ее воздействие на реальный сектор. Как было показано еще в [Bernanke, Gertler, 1995], инвестиции в жилищное строительство как компонент ВВП быстро и сильно реагируют на шоки монетарной политики. Кроме того, смягчение ДКП может снизить ставки по ипотечным кредитам, позволяя домохозяйствам рефинансировать свои ипотечные кредиты по более низким ставкам и таким образом сокращать свои платежи по кредитам, что может увеличить потребление как напрямую, так и через рост объемов потребительского кредитования. Этот «канал рефинансирования» в рамках более широкого процентного канала трансмиссионного механизма ДКП рассматривается в [Amromin et al., 2020; Beraja et al., 2017; Cumming, Hubert, 2022; Eichenbaum et al., 2022; Wong, 2019]. На российских данных количественная оценка влияния смягчения условий кредитования на рефинансирование ипотеки и далее на потребление населения и динамику потребительских кредитов для групп регионов РФ с разными уровнями доходов впервые представлена в работе [Гафарова, 2023]. Наибольшее влияние снижения ставки по ипотеке на операции рефинансирования в этом исследовании было отмечено в регионах с высоким и средним уровнями доходов и ликвидным рынком жилья. В то же время передача воздействия от ключевой ставки к ставкам по ИЖК считалась автором доказанным фактом и отдельно не рассматривалась.

В публикации [Scharfstein, Sunderam, 2016] приводятся доказательства того, что эффективность передачи шоков монетарной политики через ипотечный рынок зависит от степени концентрации этого рынка. Авторы показывают, что высокая концентрация на локальных ипотечных рынках США снижает степень реакции ставок по ипотеке и активность по рефинансированию в ответ на шок монетарной политики.

Исследователи отмечают неоднородность реакции ипотечных ставок на повышение и понижение официальной ставки цент-

рального банка [Егоров, Борзых, 2018; Valadkhani, Anwar, 2012]: обнаружена более быстрая реакция кредитных, в том числе и ипотечных, ставок на повышение ставки центральными банками, нежели на ее понижение. Авторы статьи [Егоров, Борзых, 2018] отмечают еще одну закономерность: более сильную и быструю реакцию ставок по корпоративным кредитам на изменение ключевой ставки Банка России по сравнению с более слабой и медленной реакцией в сегменте розничного кредитования, к которому относится и ипотечное кредитование, что может объясняться значительным влиянием на розничный сектор других факторов помимо динамики ключевой ставки.

В отечественной литературе широко представлены работы, где анализируется влияние изменений ключевой ставки Банка России или ставок межбанковского рынка (MIACR, RUONIA) на ставки по кредитным и депозитным операциям российских банков. Рассматривается асимметрия реакции банковских ставок по активным и пассивным операциям в корпоративном и розничном сегментах рынка, а также в разрезе регионов [Егоров, Борзых, 2018; Коновалова и др., 2021; Крепцев, Селезнев, 2016; Напалков и др., 2021].

В зарубежной литературе уделяется значительное внимание вопросу передачи изменений ставок центральных банков на ипотечные ставки. Выделяются этапы этой трансмиссии, а также возникающие при этом различные виды асимметрии в зависимости от направления и величины шоков монетарной политики, стадии делового цикла, степени концентрации ипотечных рынков и т. д. В ряде работ связь между изменением ставки центрального банка и ипотечными ставками рассматривается как причинно-следственная. Определяются факторы, влияющие на передачу указанного воздействия. В отечественной литературе подобный анализ отсутствует. В исследованиях на российских данных связь динамики ставки центрального банка и ставок по ИЖК анализируется в рамках общей проблемы влияния изменения ставки центрального банка на кредитные и депозитные ставки. Выводы о неоднородности реакции банковских ставок в разрезе регионов также не акцентируют внимание на ставках по ИЖК, касаясь в целом ставок по активным и пассивным операциям коммерческих банков.

В нашем исследовании мы пытаемся восполнить этот пробел, сосредоточив внимание на оценке передачи воздействия ключевой ставки или ставок межбанковского рынка на ставки по ИЖК, а также на неоднородность этого воздействия в разных регионах РФ.

Основная гипотеза исследования заключается в том, что монетарные шоки оказывают влияние на ставки по ипотечным кредитам, однако это влияние неодинаково для различных регионов. Одновременно в работе определяются факторы, объясняющие такие различия.

2. Данные, переменные и модели

Для проверки выдвинутой гипотезы были использованы квартальные данные по 77 регионам России за 2016–2021 годы. Мы анализируем данные за период, завершившийся в 2021 году, поскольку в 2022 году, по выражению председателя Банка России Эльвиры Набиуллиной, начался период «структурной трансформации» российской экономики⁷. При этом были нарушены многие связи, сформировавшиеся в предшествующий период⁸. Эти обстоятельства заставляют предположить высокую вероятность структурного сдвига в 2022 году в процессе, порождающем данные по кредитным ставкам, в том числе по ипотечным. Представляется, что прошедшего к моменту написания статьи времени (следовательно, и количества наблюдений), к сожалению, недостаточно для идентификации этого структурного сдвига и полноценного анализа следующего за ним периода. Далее, при подготовке базы статистических данных, необходимой для анализа, Москва и Московская область были объединены в один регион, так как для них можно предположить единый рынок жилья; были исключены четыре новых региона, вошедших в состав Российской Федерации в 2022 году, и Севастополь, в котором может не работать трансмиссионный механизм⁹, а также регионы, по которым отсутствуют значения некоторых показателей (Калининградская область, Мурманская область, Ненецкий АО, Республика Крым, Чеченская Республика, Чукотский АО).

В качестве зависимых мы использовали следующие переменные: *Ratewav* — средневзвешенная ставка по ипотечным кредитам, выданным за квартал, по данным Банка России; *Rate* — средневзвешенная ставка по ипотечным кредитам, за исключением льготных (на сайте ДОМ.РФ представлены данные по четырем

⁷ Выступление Эльвиры Набиуллиной на совместном заседании профильных комитетов Государственной Думы, посвященном рассмотрению Годового отчета Банка России за 2021 год. <http://cbr.ru/press/event/?id=12824>.

⁸ О чем говорят тренды. Бюллетень департамента исследований и прогнозирования. 2022. Апрель. http://www.cbr.ru/collection/collection/file/40953/bulletin_22-02.pdf.

⁹ Метры нарасхват. Что мешает развитию ипотечного рынка в Севастополе // Российская газета. 2018. Август. <https://rg-ru.turbopages.org/turbo/rg.ru/s/2018/08/14/reg-ufu/cto-meshaet-razvitiu-ipotechnogo-rynka-v-sevastopole.html>.

основным программам льготного кредитования). Эта ставка рассчитывалась следующим образом:

$$Rate = \frac{Rate_{wv} - Rate_L \times Share_L - Rate_{Sem} \times Share_{Sem} - Rate_{DV} \times Share_{DV} - Rate_{IT} \times Share_{IT}}{1 - Share_L - Share_{Sem} - Share_{DV} - Share_{IT}},$$

где $Rate_L$ — средневзвешенная ставка по льготной программе, $Rate_{Sem}$ — средневзвешенная ставка по семейной программе, $Rate_{DV}$ — средневзвешенная ставка по дальневосточной программе, $Rate_{IT}$ — средневзвешенная ставка по программе для ИТ-специалистов, $Share_L$ — доля объема выданных льготных ипотечных кредитов в общем объеме ипотечных кредитов за квартал, $Share_{Sem}$ — доля объема выданных ипотечных кредитов по семейной программе, $Share_{DV}$ — доля объема выданных дальневосточных ипотечных кредитов, $Share_{IT}$ — доля объема ипотечных кредитов по программе для ИТ-специалистов.

Для проверки нашей гипотезы в качестве главной объясняющей переменной мы используем ставку $MIACR$, так как ключевая ставка изменяется довольно редко, но при этом коэффициент корреляции ключевой ставки и ставки $MIACR$ на рассматриваемом нами временном периоде равен 0,996, в связи с чем представляется вполне оправданным выбор ставки $MIACR$ в качестве прокси для регуляторной ставки. Выбор в качестве главной объясняющей переменной ставки $MIACR$, а не альтернативной рыночной ставки $RUONIA$ обусловлен еще и тем, что ставка $RUONIA$, которая служит операционным ориентиром для Банка России, отражает ценовые условия исключительно в ядре межбанковского рынка (в которое входят крупные банки преимущественно из Москвы), тогда как $MIACR$, представляя собой среднюю ставку по банкам Москвы и Московской области, в отличие от $RUONIA$, отражает стоимость рыночного фондирования как крупных, так и небольших банков. Для нашего анализа, включающего и малые банки, использование $MIACR$ тем самым представляется более корректным, нежели использование ставки $RUONIA$. Отметим при этом, что по мере оздоровления банковского сектора и сокращения числа участников наблюдается выравнивание значений $RUONIA$ и $MIACR$ [Моисеев, 2020]. Для проверки робастности полученных результатов мы также оценили модели, в которых $MIACR$ заменена на $RUONIA$ (детали приведены в следующем разделе).

Выбор остальных объясняющих переменных обусловлен следующими соображениями. Уровень ставок по кредитам и эффективность ДКП зависят от уровня конкуренции банков. Для оценки конкуренции применяются различные метрики, кото-

рые подразделяются на структурные и неструктурные. К структурным показателям относятся индекс Херфиндаля — Хиршмана (HHI); величина, обратная количеству банков, — процентная концентрация банковской сферы; доля активов, приходящаяся на топ-5 банков [Egan, McQuinn, 2023]; а также количество банков, в которые поданы заявки на ипотеку, и плотность распределения банков на этой территории [Malliaris et al., 2022]. К неструктурным показателям, основанным на теории отраслевых рынков, относятся индекс Лернера (наценка над предельными издержками в цене — markup) [Egan, McQuinn, 2023] и индекс Буна (эластичность прибыли к предельным издержкам: чем выше индекс Буна, тем ниже конкуренция) [Holland et al., 2020]. В большинстве работ показано, что чем выше уровень конкуренции, тем ниже ставки по ипотечным кредитам и эффективнее трансмиссия [Agarwal et al., 2023; Andrés, Arce, 2012; Egan, McQuinn, 2023; Leroy, Lucotte, 2015; Van Leuvensteijn et al., 2013].

Согласующиеся результаты получены на уровне домохозяйств. В работе [Malliaris et al., 2022] на квартальных данных национального обследования выдачи ипотечных кредитов США (National Survey of Mortgage Originations, NSMO) с 2013 по 2016 год было показано, что заемщики, которые выбирали кредитора из большего количества банков и были более финансово грамотны, получили ипотеку по более низкой ставке.

Уровень конкуренции оказывает влияние и на эффективность трансмиссии. В статьях [De Santis, Surico, 2013; Scharfstein, Sunderam, 2016] на данных по четырем странам Европы и США для двух периодов (1999–2011 и 1990–2014 годы) было показано, что чем выше конкуренция, тем эффективнее долгосрочная и краткосрочная трансмиссии ставок на межбанковском рынке на банковские ставки.

Однако в ряде работ отмечается противоположная ситуация, когда при высокой конкуренции устанавливается высокая ставка или ухудшается трансмиссия. Одна из причин — переход части качественных заемщиков от давно функционирующих банков к новым [Aiello et al., 2023]. Прежние банки устанавливают более высокие процентные ставки по ипотечным кредитам частично из-за повышения риска по своим кредитам и снижения качества ипотечного портфеля. В Китае в условиях сдерживающей монетарной политики коммерческие банки, стремясь сохранить прибыль и долю рынка, значительно наращивали кредитование, вследствие чего возрастала конкуренция. Это препятствовало трансмиссии сдерживающей политики [Yang, Shao, 2016]. В другом случае высокая ставка при высокой конкуренции устанавливается, когда

рыночная власть определяется не только на уровне выдачи кредитов, но и на уровне фондирования банков [Jiang, 2023]. В условиях высокой конкуренции на ипотечном рынке крупные банки могут сохранять высокую ставку и одновременно финансировать небольшие банки по высоким ставкам, забирая у них часть прибыли от кредитов, выданных физическим лицам.

В нашем исследовании в качестве показателей, характеризующих уровень банковской конкуренции на ипотечном рынке, используются количество банков, выдающих ипотечные ссуды, на 1 млн чел. постоянного населения (*BP*) и доля объема ипотечных жилищных кредитов, выданных малыми банками¹⁰, в объеме ипотечных кредитов (*SB*). Выбор переменных обоснован доступностью данных из официальных источников (Банк России). *BP* и *SB* включены в уравнение регрессии как самостоятельные переменные и в виде произведений со ставкой *MIACR* (произведение отражает влияние конкуренции на трансмиссию).

Другим важным показателем ипотечного рынка является доступность жилья. Существуют разные методики оценки доступности жилья, наиболее распространенными являются покупательная способность приобретателей жилья — отношение заработной платы к цене жилья (*wage-to-house price ratio*, *WPR*) [Leung, Tang, 2023] или обратный показатель — отношение цены жилья к доходу или заработной плате (*house price-to-income ratio*, *PIR*) [Fang, Li, 2024; Leung, Tang, 2023; Liu et al., 2022]. Второй показатель наиболее часто встречается в работах, представлены также его вариации: медианный уровень *PIR*, рекомендуемый Всемирным банком, ООН, Объединенным центром жилищных исследований Гарвардского университета [Leung, Tang, 2023], и относительный *PIR* (*relative housing price-to-income ratio*) [Leung, Tang, 2023].

В качестве показателя доступности жилья в нашем исследовании используется отношение средней заработной платы в регионе к стоимости квадратного метра жилья на первичном рынке (*WP*). Мы предполагаем, что чем выше отношение зарплаты к стоимости жилья, тем выше доступность жилья и средний скоринговый балл потенциального заемщика и ниже премия за риск и ставка по кредиту [Greenwald, 2018; Keys et al., 2014].

На уровне ставок по ипотечным кредитам может оказывать воздействие ситуация на региональных рынках труда, которая непосредственно влияет на способность домохозяйств регулярно обслуживать ипотечный кредит. Если уровень безработицы

¹⁰ Под малыми банками подразумеваются все банки, за исключением 30 крупнейших. Информацию об ипотечном кредитовании 30 крупнейших банков см.: http://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/archiv/retro/.

в регионе высок, то банки могут рассматривать это как повышенный риск заемщиков, что увеличивает вероятность прекращения платежей [Gyourko, Tracy, 2014] и возникновения просроченной задолженности [Bhutta et al., 2020]. В работе [O'Toole, Slaymaker, 2021] с помощью логит-модели показано, что ухудшение ситуации на рынке труда (рост безработицы) негативно влияет на платежеспособность и повышает число дефолтов по ипотеке в Ирландии. Аналогичное влияние безработицы на вероятность дефолтов по ипотечным кредитам в США и странах ЕС показано в работах [Gross et al., 2022; Rendon, Bazer, 2021].

В нашей работе для характеристики ситуации на региональных рынках труда используется уровень региональной безработицы U (по методологии МОТ).

Качество жизни в регионе также может влиять на ипотечные ставки, поскольку в регионах с более высоким качеством жизни может формироваться повышенный спрос на ипотеку, вследствие чего ставки могут вырасти. Как показано в статье [Коновалова и др., 2021] на данных с 2018 по 2021 год, более высокое качество жизни в регионах повышает эффективность монетарной трансмиссии, в частности процентного канала. Однако значительная часть российских работ по данной тематике посвящена исследованию положительного влияния льготной ипотеки на качество жизни [Бурцев, 2008; Добрынин и др., 2006; Зозуля и др., 2019]. Для оценки качества жизни используются разные переменные (см., например, [Guliyeva, 2022]). Это может быть темп роста валового внутреннего продукта или средний ВВП на душу населения [Hussein et al., 2022], индивидуальная оценка на основе опроса [Kasar, Karaman, 2021] или расчетный показатель [Айвазян, 2012; Mouratidis, 2021]. В нашей статье используется один из расчетных показателей качества жизни (QL), публикуемый агентством РИА Рейтинг¹¹.

Спрос на ипотеку также зависит от мобильности населения, которое измеряется коэффициентом миграционного прироста на 10 тыс. чел. населения ($Migration$)¹². Ожидается положительное влияние миграции на ипотечную ставку, так как иммиграция способствует повышению спроса на жилье и ипотеку [Bloze, 2009; Howard, 2020]. Однако это происходит только в тех регионах и странах, где мигранты планируют остаться надолго [Furlanetto, Robstad, 2019]. Помимо этого, рост спроса на жилье возникает не

¹¹ Рейтинг регионов по качеству жизни. <https://riarating.ru/infografika/20230213/630236602.html>.

¹² Регионы России. Социально-экономические показатели. <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204>.

сразу, так как иммигранты не приобретают жилье в первые несколько лет после прибытия [Chong, 2020].

Ипотечная ставка зависит от наличия льготных программ: очевидно, чем выше доля льготных ипотечных кредитов в общем объеме выданных ипотечных кредитов, тем ниже средневзвешенная ставка.

Описание используемых переменных представлено в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

Используемые в исследовании переменные

Table 1

Description of Variables		
Переменная	Описание переменной	Источник данных
<i>Ratewav</i>	Средневзвешенная ставка по ипотечным жилищным кредитам, предоставленным физическим лицам — резидентам, в рублях за квартал	Банк России
<i>Rate</i>	Средневзвешенная ставка по ипотечным жилищным кредитам, за исключением льготных, предоставленным физическим лицам — резидентам, в рублях за квартал	Расчетный показатель на основе данных Банка России и ДОМ.РФ
<i>MIACR</i>	Средняя фактическая ставка по кредитам, предоставленным московскими банками, в рублях	Банк России
<i>BP</i>	Количество банков, предоставляющих ипотечные жилищные кредиты, на 1 млн чел. постоянного населения (характеризует уровень конкуренции)	Расчетный показатель на основе данных Банка России и Росстата
<i>SB</i>	Доля объема ипотечных жилищных кредитов, предоставленных физическим лицам — резидентам малыми банками, в рублях (характеризует уровень конкуренции)	Расчетный показатель на основе данных Банка России
<i>WP</i>	Отношение среднемесячной номинальной начисленной заработной платы работников организаций в регионе к средней цене 1 кв. м общей площади квартир на рынке первичного жилья на конец квартала, в рублях (характеризует покупательную способность населения на ипотечном рынке)	Расчетный показатель на основе данных Росстата
<i>U</i>	Уровень безработицы (по методологии MOT) в регионах России	Росстат
<i>QL</i>	Рейтинговый балл в рейтинге регионов по качеству жизни (изменяется от 0 до 100; чем больше значение этого показателя, тем выше качество жизни; для его расчета агентством РИА Рейтинг используются 67 переменных, характеризующих социально-экономическое положение регионов)	Расчетный показатель на основе данных РИА Рейтинг
<i>Migration</i>	Коэффициент миграционного прироста на 10 тыс. чел. населения	Росстат
<i>SPL</i>	Доля льготных ипотечных кредитов в общем объеме ипотечных жилищных кредитов, предоставленных физическим лицам — резидентам, в рублях за квартал	Расчетный показатель на основе данных Банка России и ДОМ.РФ

Источник: составлено авторами.

В табл. 2 приведены описательные статистики по перечисленным переменным за 2016–2021 годы.

Т а б л и ц а 2

Описательные статистики

T a b l e 2

Descriptive Statistics

Переменная	Дисперсия	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Ratewav	Общая	9,70	1,86	5,81	13,83
	Межгрупповая		0,15	9,30	10,17
	Внутригрупповая		1,85	6,05	13,84
Rate	Общая	9,91	1,67	6,58	13,83
	Межгрупповая		0,20	9,35	10,68
	Внутригрупповая		1,66	6,29	14,06
MIACR	Общая	7,40	2,03	4,14	10,93
	Межгрупповая		0,00	7,40	7,40
	Внутригрупповая		2,03	4,14	10,93
BP	Общая	1,66	1,63	0,00	11,70
	Межгрупповая		1,50	0,00	7,98
	Внутригрупповая		0,67	–2,37	6,43
SB	Общая	6,41	9,20	0,00	86,00
	Межгрупповая		7,78	1,42	52,54
	Внутригрупповая		4,98	–43,32	56,10
SBMIACR	Общая	51,97	80,12	0,00	929,10
	Межгрупповая		62,13	12,31	417,10
	Внутригрупповая		51,03	–353,51	596,47
WP	Общая	0,74	0,18	0,40	1,77
	Межгрупповая		0,16	0,47	1,38
	Внутригрупповая		0,09	0,34	1,31
U	Общая	6,37	3,83	1,30	32,60
	Межгрупповая		3,70	1,85	28,60
	Внутригрупповая		1,07	0,85	14,70
QL	Общая	45,96	10,95	12,53	80,63
	Межгрупповая		10,85	16,14	77,71
	Внутригрупповая		1,88	38,88	51,53
Migration	Общая	–4,88	49,97	–187,00	263,00
	Межгрупповая		43,02	–96,17	190,50
	Внутригрупповая		25,88	–112,38	186,12
SPL	Общая	6,77	11,95	0,00	91,03
	Межгрупповая		4,33	0,17	24,27
	Внутригрупповая		11,15	–17,50	77,78

Источник: составлено авторами на основе расчетов, произведенных в статистическом пакете Stata.

Как видно из табл. 2, значения выбранных переменных существенно варьируются по регионам России.

Для того чтобы проверить выдвинутую гипотезу, мы использовали следующие модели панельных данных:

$$\begin{aligned} Rate_{i,t} = & \alpha_i + \alpha_M MIACR_t + \beta_1 BP_{i,t} + \gamma_1 BP_{i,t} MIACR_t + \\ & + \beta_2 SB_{i,t} + \gamma_2 SB_{i,t} MIACR_t + \beta_3 WP_{i,t} + \gamma_3 WP_{i,t} MIACR_t + \\ & + \beta_4 U_{i,t} + \beta_5 QL_{i,t} + \beta_6 Migration_{i,t} + \beta_7 SPL_{i,t} + c_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (1.1)$$

$$\begin{aligned} Rate_{i,t} = & \alpha_i + \alpha_M MIACR_t + \beta_1 BP_{i,t} + \gamma_1 BP_{i,t} MIACR_t + \\ & + \beta_2 SB_{i,t} + \gamma_2 SB_{i,t} MIACR_t + \beta_3 WP_{i,t} + \gamma_3 WP_{i,t} MIACR_t + \\ & + \beta_4 U_{i,t} + \beta_5 QL_{i,t} + \beta_6 Migration_{i,t} + c_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2.1)$$

где $i = 1, \dots, 77$ — номер региона, $t = 1$ соответствует 1-му кварталу 2016 года, $t = 24$ соответствует 4-му кварталу 2021 года, α_i — индивидуальные эффекты, c_t — временные эффекты (набор дамми-переменных для каждого момента времени).

Отметим, что переменные BP , SB , WP были включены в модели (1.1) и (2.1) в виде произведений с переменной $MIACR$. Это позволяет выявить различия в величине изменения ставки по ипотечным кредитам (как с учетом, так и без учета льготных кредитов) при изменении $MIACR$ в зависимости от соответствующих характеристик регионов. Это видно, если записать модели (1.1) и (2.1) следующим образом:

$$\begin{aligned} Rate_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 BP_{i,t} + \beta_2 SB_{i,t} + \beta_3 WP_{i,t} + \beta_4 U_{i,t} + \\ & + \beta_5 QL_{i,t} + \beta_6 Migration_{i,t} + \beta_7 SPL_{i,t} + \\ & + (\alpha_M + \gamma_1 BP_{i,t} + \gamma_2 SB_{i,t} + \gamma_3 WP_{i,t}) MIACR_t + c_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (1.2)$$

$$\begin{aligned} Rate_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 BP_{i,t} + \beta_2 SB_{i,t} + \beta_3 WP_{i,t} + \\ & + \beta_4 U_{i,t} + \beta_5 QL_{i,t} + \beta_6 Migration_{i,t} + \\ & + (\alpha_M + \gamma_1 BP_{i,t} + \gamma_2 SB_{i,t} + \gamma_3 WP_{i,t}) MIACR_t + c_t + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (2.2)$$

Действительно, например, в спецификациях (1.1) и (1.2) коэффициент α_M отражает «базовое» (усредненное по всем регионам) воздействие изменений ключевой ставки на значения средневзвешенной ставки без учета индивидуальных характеристик региона; коэффициенты γ_1 и γ_2 отражают дифференцированное воздействие таких изменений ключевой ставки с учетом количества банков, выдающих ипотечные кредиты, и доли объема ипотечных жилищных кредитов, выданных малыми банками (тем самым выделяется влияние рыночной структуры на канал передачи шоков ДКП), а коэффициент γ_3 отражает дифференцированное воздействие изменений ключевой ставки с учетом покупательной способности населения региона.

3. Результаты оценки моделей

Для каждой из переменных мы предварительно провели проверку наличия панельных единичных корней. Тест Има — Песарана — Шина [Im et al., 2003] с нулевой гипотезой о панельном единичном корне и альтернативной гипотезой о стационарности показал, что нестационарными являются панели для следующих переменных: *Ratewav*, *Rate*, *WPMIACR*, *QL*, *Migration*, *SPL* (для остальных переменных панели были стационарными). После этого был проведен тест Као [Као, 1999] с нулевой гипотезой об отсутствии коинтеграции между *Ratewav*, *WPMIACR*, *QL*, *Migration*, *SPL* и альтернативной гипотезой, что для этих переменных имеет место панельная коинтеграция. Аналогичный тест был проведен для переменных *Rate*, *WPMIACR*, *QL*, *Migration*, *SPL*. В обоих случаях *p-value* для всех пяти тестовых статистик, используемых в тесте Као, были равны 0, что свидетельствует о том, что имеет место коинтеграция, и делает осмысленной оценку моделей (1.1) и (2.1).

Для каждой из моделей (1.1) и (2.1) были оценены спецификации с фиксированными и случайными эффектами. Согласно тесту Хаусмана лучше оказались модели с фиксированными эффектами, результаты оценки которых приведены в табл. 3.

Для проверки робастности полученных результатов мы также оценили модели, аналогичные моделям (1.1) и (2.1), заменив переменную *MIACR* на *RUONIA* (и в произведениях с переменными *BP*, *SB*, *WP* также проводя соответствующую замену). Показатель качества оцененных моделей *R2 within* принимает достаточно высокие значения для всех моделей.

Согласно полученным результатам модели (1.1), чем больше банков выдают ипотечные кредиты ($BP_{i,t}$) и чем выше доля малых банков ($SB_{i,t}$) в регионе, тем более низкую средневзвешенную ставку по ипотечным кредитам устанавливают банки (поскольку $\beta_1 + \gamma_1 MIACR_t < 0$ при всех t , $\beta_2 < 0$). Положительный знак оценки коэффициента γ_1 нуждается в отдельном объяснении, поскольку по смыслу означает, что в регионах с большим количеством банков, выдающих ипотечные кредиты, ставки по ипотечным кредитам в большей степени изменяются однонаправленно с *MIACR*, чем в регионах с меньшим количеством банков, выдающих ипотечные кредиты (иными словами, в таких регионах эффективность трансмиссии шоков ДКП на ипотечные ставки выше). По нашему мнению, это может быть связано с тем, что, вероятно, большее количество банков, выдающих ипотечные кредиты в регионе, означает в принципе большее количество банков, работающих там, и, следовательно, более высокий уровень развития банковского сектора в регионе. Более высокий уровень развития банковского сектора в регионе, в свою очередь, по

Т а б л и ц а 3

T a b l e 3

Результаты оценки моделей

Estimates Derived From the Model

Переменные	Коэффициент перед переменной	Модель (1.1)	Модель (2.1)	Переменные	Модель (1.1)	Модель (2.1)
Зависимая переменная		<i>Ratewav</i>	<i>Rate</i>		<i>Ratewav</i>	<i>Rate</i>
<i>MIACR</i>	α_M	1,264***	1,095***	<i>RUONIA</i>	1,247***	1,079***
<i>BP</i>	β_1	-0,053***	-0,021	<i>BP</i>	-0,053***	-0,020
<i>BPMIACR</i>	γ_1	0,003*	-0,001	<i>BPRUONIA</i>	0,003*	-0,001
<i>SB</i>	β_2	-0,016*	-0,006	<i>SB</i>	-0,017*	-0,006
<i>SBMIACR</i>	γ_2	-0,0006	-0,003**	<i>SBRUONIA</i>	-0,0006	-0,003**
<i>WP</i>	β_3	-0,525***	-1,744***	<i>WP</i>	-0,521***	-1,739***
<i>WPMIACR</i>	γ_3	0,088***	0,152***	<i>WPRUONIA</i>	0,088***	0,152***
<i>U</i>	β_4	0,004	0,007	<i>U</i>	0,004	0,007
<i>QL</i>	β_5	0,0159***	0,038***	<i>QL</i>	0,0159***	0,038***
<i>Migration</i>	β_6	-0,0007***	-0,001***	<i>Migration</i>	-0,0007***	-0,001***
<i>SPL</i>	β_7	-0,012***		<i>SPL</i>	-0,012***	
Временные эффекты		Да	Да	Временные эффекты	Да	Да
const		-2,02659***	-0,72633*	const	-1,865***	-0,584
R2 within		0,9872	0,9648		0,9872	0,9648

Примечание. Уровни значимости коэффициентов: * — коэффициент значим на 10-процентном уровне; ** — коэффициент значим на 5-процентном уровне; *** — коэффициент значим на 1-процентном уровне.

Источник: составлено авторами на основе расчетов, произведенных в статистическом пакете Stata.

нашему предположению, может означать бóльшую значимость для банков таких регионов рыночных источников пассивов (вместо депозитов) — межбанковских кредитов, собственных ценных бумаг и т. п. Но в этом случае для таких банков можно предположить и более высокую корреляцию стоимости фондирования с $MIACR$ и ключевой ставкой — а отсюда (в допущении сравнительной стабильности целевых значений процентной маржи) и наблюдаемую нами бóльшую однонаправленность изменений ставок по ипотечным кредитам с изменениями в ставке $MIACR$ (и ключевой ставке).

На ставки по ипотечным кредитам за вычетом льготных в модели (2.1) влияет только доля малых банков во взаимодействии с $MIACR$: чем больше таких банков, тем ниже соответствующие ставки (поскольку оценка коэффициента γ_2 в модели (2.1) отрицательна)¹³, а значит, тем менее эффективна трансмиссия шоков ДКП на ипотечные ставки в таких регионах. Это косвенно может подтверждать высказанную нами гипотезу о роли различий в структуре пассивной базы коммерческих банков в определении эффективности трансмиссии шоков ДКП: можно предположить, что небольшие банки в меньшей степени опираются на рыночные источники своих пассивов (данная гипотеза подтверждается также тезисом о сокращении активности малых банков на рынке межбанковского кредитования в [Моисеев, 2020]).

Чем выше покупательная способность населения (переменная $WP_{i,t}$), тем ниже ставки по ипотечным кредитам за вычетом льготных. Вероятно, это объясняется тем, что высокая покупательная способность снижает PTI , благодаря чему потенциальные заемщики имеют в среднем более высокий скоринговый балл. Соответственно, оценка риска, премия за риск и кредитная ставка оказываются в среднем более низкими.

Уровень безработицы не оказывает влияния на ставки по ипотеке (коэффициенты при переменной U в моделях (1.1) и (2.1) незначимы). Вероятно, это объясняется сравнительно невысоким и мало меняющимся со временем уровнем безработицы в большинстве российских регионов, а также гибкостью российских региональных рынков труда.

Чем выше качество жизни в регионах, тем выше ставки по ипотечным кредитам как с учетом, так и без учета льготных кредитов (оценки коэффициентов при переменной QL в моделях (1.1) и (2.1) положительны). По-видимому, это может быть объяснено на микроэкономическом уровне: в условиях необходимости выполнения плановых цифр по размещению ипотечных кредитов

¹³ Отметим, что незначимость коэффициента β_2 может быть следствием мультиколлинеарности: если из модели (2.1) исключить переменную $SBMIACR$, то коэффициент β_2 становится значимым и его оценка отрицательна.

в регионах со сравнительно низким качеством жизни (для которых можно предположить сравнительно небольшую долю населения с приемлемыми для банков уровнями кредитного риска) банки вынуждены предлагать скидки по ипотечным кредитам для привлечения необходимого количества заемщиков, более интенсивно (по сравнению с регионами с высоким качеством жизни) конкурируя с другими банками.

Наконец, чем больше мигрантов прибывает в регион, тем ниже ставки по ипотечным кредитам как с учетом, так и без учета льготных кредитов (оценки коэффициентов при переменной *Migration* в моделях (1.1) и (1.2) значимы и отрицательны). На наш взгляд, это может быть обусловлено несколькими причинами. С одной стороны, увеличение численности населения за счет чистого миграционного притока, вероятнее всего, при прочих равных сопровождается ростом спроса на недвижимость, что позволяет продавцам недвижимости повышать цены как на первичном, так и на вторичном рынке; но удорожание квадратного метра жилья автоматически ведет к росту суммы ежемесячного платежа, а значит, к снижению доступности ипотеки (и, соответственно, спроса на нее) и увеличению степени кредитного риска (из-за роста показателя РТИ). Для того чтобы избежать этих негативных последствий, банки могут идти на снижение процентных ставок по ипотечным кредитам. С другой стороны, нельзя исключать в этом случае и ошибки первого рода, связанной со сравнительно низким качеством статистических данных о миграционных потоках в российских регионах¹⁴: значимые отрицательные значения коэффициентов при переменной *Migration* могут быть случайным результатом. По нашему мнению, дальнейший анализ связи между миграционными потоками и ипотечными ставками в российских регионах заслуживает отдельного исследования, выходящего за рамки данной статьи.

Оценки выражения

$$\alpha_M + \gamma_1 BP_{i,t} + \gamma_2 SB_{i,t} + \gamma_3 WP_{i,t} \quad (3)$$

перед переменной *MIACR* (см. уравнения (2.1) и (2.2)) принимают положительные значения для всех регионов, то есть при увеличении ключевой ставки ставки по ипотечным кредитам также увеличиваются, но неодинаково. Для уравнения (2.1) выражение (3) принимает значения от 1,259 до 1,296, причем в 2021 году — от 1,265 до 1,274.

¹⁴ Сложность интерпретации полученного результата может быть обусловлена тем, что в рассматриваемый период неоднократно менялась методика учета мигрантов, что отражалось на полноте предоставления информации территориальными органами МВД и приводило к резким скачкам их численности в статистических данных. В 2016 и 2018 годах учет миграции был нарушен в результате проблем взаимодействия в обмене информацией между Росстатом и МВД России: Миграция в России по итогам первого полугодия 2023 года // Демоскоп. 2023. № 1003–1004, 17 октября — 30 октября.

В то же время для уравнения (2.2) выражение (3) принимает значения от 1,09 до 1,58, причем в 2021 году — от 1,139 до 1,318, в 2020-м — от 1,139 до 1,342, в 2019-м — от 1,129 до 1,328. Проверка гипотезы равенства средних значений выявила статистически значимую разницу между 2021 и 2020 годами: в 2021 году ставки по ипотечным кредитам при повышении ставки $MIACR$ на 1 п.п. росли несколько меньше (в среднем на 0,006 п.п.).

При росте ключевой ставки в 2021 году меньше всего росли ставки по ипотечным кредитам (за исключением льготных) в Москве и Московской области, Республике Татарстан, Краснодарском крае. Вероятно, это связано с тем, что в этих регионах велика доля кредитов, выданных малыми банками. Если в среднем в 2021 году эта доля составляла 2,07%, то в Москве и Московской области — 3,4, в Республике Татарстан — 4,32, в Краснодарском крае — 6,2%.

Больше всего при росте ключевой ставки в 2021 году росли ставки по ипотечным кредитам в Еврейской АО (там это связано с низкой долей малых банков, равной 0,83), а также в Магаданской области и Ханты-Мансийском АО (в этих двух регионах это связано с относительно высокой покупательной способностью населения: в среднем по российским регионам в 2021 году значение переменной WP составляло 0,7, для Магаданской области — 1,1, для ХМАО — 1,18).

Выводы

Проблема неоднородности трансмиссии денежно-кредитной политики в условиях разнообразия российских регионов остается сравнительно малоизученной, но при этом имеющей высокую теоретическую и практическую значимость. В настоящем исследовании мы затронули один из аспектов данной проблемы, а именно неоднородность передачи шоков процентной ставки на рынке межбанковского кредитования (отражающих в первую очередь шоки ключевой ставки как основного инструмента денежно-кредитной политики Банка России) на ставки для конечных заемщиков по ипотечным кредитам.

На основе анализа панельных данных, характеризующих средневзвешенные ставки по ипотечным кредитам в российских регионах, мы подтвердили наличие существенных различий в реакциях региональных ипотечных рынков на изменения ставки $MIACR$ и выявили основные факторы, определяющие такую дифференцированную реакцию.

Так, более высокий уровень конкуренции на региональных рынках банковских услуг при прочих равных способствует установлению более низких средневзвешенных ставок по ипотечным

кредитам. При этом уровень конкуренции воздействует также и на эффективность трансмиссии шоков ключевой ставки и MIACR: в регионах с большим количеством банков, выдающих ипотечные кредиты, реакция ипотечных ставок на изменения ставки MIACR оказалась более выраженной. Большее количество малых банков, выдающих ипотечные кредиты в регионе, напротив, соответствует более низкой эффективности монетарной трансмиссии в ипотечном секторе: по нашему мнению, это может быть связано с несколько меньшей зависимостью малых банков от инструментов денежного рынка как основы для формирования пассивов.

Более высокая покупательная способность населения на рынке жилья того или иного региона в среднем означает более низкие ипотечные процентные ставки в таком регионе: вероятно, это связано с более низкими премиями за риск ввиду более низких значений показателя РТИ, отражающего долю дохода, которую придется тратить заемщику на погашение ипотечного кредита. Более высокое качество жизни в регионе оказывает противоположное воздействие на ипотечные процентные ставки, делая их в среднем более высокими: по нашему предположению, это может быть обусловлено микроэкономическими особенностями функционирования современного российского банковского рынка.

Литература

1. Айвазян С. А. Анализ качества и образа жизни населения (эконометрический подход). М.: Наука, 2012. DOI: 10.1515/9783110316254.
2. Бурцев К. Роль ипотечного кредитования в повышении качества жизни населения // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2008. № 1. С. 257–266.
3. Гафарова Е. А. Гетерогенность канала рефинансирования ипотеки в российских регионах // Финансы: теория и практика. 2023. № 4. С. 184–193. DOI: 10.26794/2587-5671-2023-27-4-184-193.
4. Добрынин А. И., Ивлева Е. С., Плотиных В. А. Социально-экономические программы роста экономики и качества жизни // Экономика и управление. 2006. № 1. С. 23–30.
5. Егоров А. В., Борзых О. А. Асимметрия процентного канала денежной трансмиссии в России // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 1. С. 92–121. DOI: 10.18288/1994-5124-2018-1-04.
6. Зозуля А. В., Зозуля П. В., Еремина Т. Н. Современные проблемы реализации приоритетных национальных проектов // Вестник евразийской науки. 2019. Т. 11. № 1. С. 49–54.
7. Коновалова А., Коршунов М., Нестерова М., Скуратова А., Устинов А. Реакция банковских ставок на изменение ключевой ставки Банка России в условиях региональной неоднородности: аналитическая записка Банка России. М.: Банк России, 2021. DOI: 10.2139/ssrn.4890994.
8. Крепцев Д., Селезнев С. Влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам конечным заемщикам // Деньги и кредит. 2017. № 9. С. 18–27.
9. Моисеев С. Р. Реинкарнация RUONIA, или Вторая жизнь процентного индикатора // Банковское дело. 2020. № 7. С. 20–27.
10. Напалков В., Новак А., Шульгин А. Различия в эффектах единой денежно-кредитной политике: случай регионов России // Деньги и кредит. 2021. Т. 80. № 1. С. 3–45. DOI: 10.2139/ssrn.4874584.

11. Agarwal S., Amromin G., Chomsisengphet S., Landvoigt T., Piskorski T., Seru A., Yao V. Mortgage Refinancing, Consumer Spending, and Competition: Evidence From the Home Affordable Refinance Program // *The Review of Economic Studies*. 2023. Vol. 90. No 2. P. 499–537. DOI: 10.1093/restud/rdac039.
12. Aiello D. J., Garmaise M. J., Natividad G. Competing for Deal Flow in Local Mortgage Markets // *The Review of Corporate Finance Studies*. 2023. Vol. 12. No 2. P. 366–401. DOI: 10.1093/rcfs/cfad001.
13. Amromin G., Bhutta N., Keys B. J. Refinancing, Monetary Policy, and the Credit Cycle // *Annual Review of Financial Economics*. 2020. Vol. 12. P. 67–93. DOI: 10.1146/annurev-financial-012720-120430.
14. Andrés J., Arce O. Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability // *The Economic Journal*. 2012. Vol. 122. No 565. P. 1346–1372. DOI: 10.1111/j.1468-0297.2012.02531.x.
15. Becker R., Osborn D. R., Yildirim D. A Threshold Cointegration Analysis of Interest Rate Pass-Through to UK Mortgage Rates // *Economic Modelling*. 2012. Vol. 29. No 6. P. 2504–2513. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.08.004.
16. Beraja M., Fuster A., Hurst E., Vavra J. Regional Heterogeneity and Monetary Policy. NBER. Working Paper No w23270. 2017. DOI: 10.3386/w23270.
17. Bernanke B. Challenges in Housing and Mortgage Markets: A Speech at the Operation HOPE Global Financial Dignity Summit, Atlanta, Georgia, November 15, 2012. Washington, DC: Federal Reserve System. Speech No 650. 2012.
18. Bernanke B. Reflections on a Year in Crisis: Remarks at the Federal Reserve Bank of Kansas City's Annual Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming. Washington, DC: Federal Reserve System, 2009.
19. Bernanke B. S., Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission // *The Journal of Economic Perspectives*. 1995. Vol. 9. No 4. P. 27–48. DOI: 10.1257/jep.9.4.27.
20. Bhutta N., Bricker J., Dettling L., Kelliher J., Laufer S. Stress Testing Household Debt // *Journal of Credit Risk*. 2020. Vol. 16. No 3. P. 1–34. DOI: 10.21314/JCR.2020.268.
21. Bloze G. Interregional Migration and Housing Structure in an East European Transition Country: A View of Lithuania 2001–2008 // *Baltic Journal of Economics*. 2009. Vol. 9. No 2. P. 47–66. DOI: 10.1080/1406099X.2009.10840461.
22. Cassino E. Modelling New Zealand Mortgage Interest Rates. Reserve Bank of New Zealand Analytical Note Series. Wellington: Reserve Bank of New Zealand. No AN2012/10. 2012.
23. Chong F. Housing Price, Mortgage Interest Rate and Immigration // *Real Estate Management and Valuation*. 2020. Vol. 28. No 3. P. 36–44. DOI: 10.1515/remav-2020-0022.
24. Cumming F., Hubert P. House Prices, the Distribution of Household Debt and the Refinancing Channel of Monetary Policy // *Economics Letters*. 2022. Vol. 212. No 110280. DOI: 10.1016/j.econlet.2022.110280.
25. De Santis R. A., Surico P. Bank Lending and Monetary Transmission in the Euro Area // *Economic Policy*. 2013. Vol. 28. No 75. P. 423–457. DOI: 10.1111/1468-0327.12013.
26. Di Maggio M., Kermani A., Palmer C. J. How Quantitative Easing Works: Evidence on the Refinancing Channel // *Review of Economic Studies*. 2020. Vol. 87. No 3. P. 1498–1528. DOI: 10.1093/restud/rdz060.
27. Egan P., McQuinn K. Interest Rate Pass-Through in Euro Area Mortgage Markets: The Long Shadow of the Great Financial Crisis // *CESifo Economic Studies*. 2023. Vol. 69. No 4. P. 234–248. DOI: 10.1093/cesifo/ifad010.
28. Eichenbaum M., Rebelo S., Wong A. State-Dependent Effects of Monetary Policy: The Refinancing Channel // *American Economic Review*. 2022. Vol. 112. No 3. P. 721–761. DOI: 10.1257/aer.20191244.
29. Fang J., Li L. A Measure of China's Housing Price Bubble from the Perspective of Dynamic House-Price-To-Income Ratio // *Transactions on Economics, Business and Management Research*. 2024. Vol. 4. P. 138–145. DOI: 10.62051/vqk8k856.

30. *Fell J. P. C.* The Role of Short Rates and Foreign Long Rates in the Determination of Long-Term Interest Rates. Frankfurt am Main: European Monetary Institute, 1996.
31. *Furlanetto F., Robstad Ø.* Immigration and the Macroeconomy: Some New Empirical Evidence // *Review of Economic Dynamics*. 2019. Vol. 34. P. 1–19. DOI: 10.1016/j.red.2019.02.006.
32. *Fuster A., Hebert B., Laibson D.* Natural Expectations, Macroeconomic Dynamics, and Asset Pricing // *NBER Macroeconomics Annual*. 2012. Vol. 26. No 1. P. 1–48. DOI: 10.1086/663989.
33. *Greenwald D.* The Mortgage Credit Channel of Macroeconomic Transmission. Cambridge: MIT Sloan. Research Paper No 5184–16. 2018. DOI: 10.2139/ssrn.2735491.
34. *Gross M., Tressel T., Ding X., Tereanu E.* What Drives Mortgage Default Risk in Europe and the US? International Monetary Fund. Working Paper No 065. 2022. DOI: 10.5089/9798400205705.001.
35. *Guliyeva A.* Measuring Quality of Life: A System of Indicators // *Economic and Political Studies*. 2022. Vol. 10. No 4. P. 476–491. DOI: 10.1080/20954816.2021.1996939.
36. *Gyourko J., Tracy J.* Reconciling Theory and Empirics on the Role of Unemployment in Mortgage Default // *Journal of Urban Economics*. 2014. Vol. 80. P. 87–96. DOI: 10.1016/j.jue.2013.10.005.
37. *Holland Q. C. P., Liu B., Roca E., Salisu A. A.* Mortgage Asymmetric Pricing, Cash Rate and International Funding Cost: Australian Evidence // *International Review of Economics & Finance*. 2020. Vol. 65. P. 46–68. DOI: 10.1016/j.iref.2019.09.009.
38. *Howard G.* The Migration Accelerator: Labor Mobility, Housing, and Demand // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2020. Vol. 12. No 4. P. 147–179. DOI: 10.1257/mac.20180363.
39. *Hussein Z. Q., Al-Marzouk K. H., Mahmood E. A.* The Impact of Bank Credit on Investment and Public Spending in Iraq for the Period (2005–2021) // *International Journal of Professional Business Review*. 2022. Vol. 7. No 6. P. 2. DOI: 10.26668/businessreview/2022.v7i6.e871.
40. *Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y.* Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels // *Journal of Econometrics*. 2003. Vol. 115. No 1. P. 53–74. DOI: 10.1016/S0304-4076(03)00092-7.
41. *Jiang E. X.* Financing Competitors: Shadow Banks' Funding and Mortgage Market Competition // *The Review of Financial Studies*. 2023. Vol. 36. No 10. P. 3861–3905. DOI: 10.1093/rfs/hhad031.
42. *Kao C.* Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data // *Journal of Econometrics*. 1999. Vol. 90. No 1. P. 1–44. DOI: 10.1016/S0304-4076(98)00023-2.
43. *Kasar K. S., Karaman E.* Life in Lockdown: Social Isolation, Loneliness and Quality of Life in the Elderly During the COVID-19 Pandemic: A Scoping Review // *Geriatric Nursing*. 2021. Vol. 42. No 5. P. 1222–1229. DOI: 10.1016/j.gerinurse.2021.03.010.
44. *Keys B. J., Piskorski T., Seru A., Yao V.* Mortgage Rates, Household Balance Sheets, and the Real Economy. Columbia Business School. Research Paper No 14–53. 2014. DOI: 10.2139/ssrn.2505691.
45. *Leroy A., Lucotte Y.* Heterogeneous Monetary Transmission Process in the Eurozone: Does Banking Competition Matter? // *International Economics*. 2015. Vol. 141. P. 115–134. DOI: 0.1016/j.inteco.2015.01.006.
46. *Leung C. K. Y., Tang E. C. H.* The Dynamics of the House Price-To-Income Ratio: Theory and Evidence // *Contemporary Economic Policy*. 2023. Vol. 41. No 1. P. 61–78. DOI: 10.1111/coep.12538.
47. *Levero E. S., Deleidi M.* The Causal Relationship Between Short- and Long-Term Interest Rates: An Empirical Assessment of the United States. MPRA. Paper No 93608. 2019.
48. *Liu X., Yu J., Cheong T. S., Wojewodzki M.* The Future Evolution of Housing Price-to-Income Ratio in 171 Chinese Cities // *Annals of Economics & Finance*. 2022. Vol. 23. No 1. P. 159–196.

49. Malliaris S., Rettl D. A., Singh R. Is Competition a Cure for Confusion? Evidence From the Residential Mortgage Market // *Real Estate Economics*. 2022. Vol. 50. No 1. P. 206–246. DOI: 10.1111/1540-6229.12340.
50. Mian A. R., Straub L., Sufi A. What Explains the Decline in r^* ? Rising Income Inequality Versus Demographic Shifts. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics. Working Paper No 2021–104. 2021. DOI: 0.2139/ssrn.3916345.
51. Mouratidis K. Urban Planning and Quality of Life: A Review of Pathways Linking the Built Environment to Subjective Well-Being // *Cities*. 2021. Vol. 115. No 103229. DOI: 10.1016/j.cities.2021.103229.
52. O'Toole C., Slaymaker R. Repayment Capacity, Debt Service Ratios and Mortgage Default: An Exploration in Crisis and Non-crisis Periods // *Journal of Banking & Finance*. 2021. Vol. 133. No 106271. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2021.106271.
53. Payne J. E. The Response of the Conventional Mortgage Rate to the Federal Funds Rate: Symmetric or Asymmetric Adjustment? // *Applied Financial Economics Letters*. 2006. Vol. 2. No 5. P. 279–284. DOI: 10.1080/17446540600647037.
54. Rendon S., Bazer K. Individual and Local Effects of Unemployment on Mortgage Defaults. Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2021. DOI: 10.21799/frbp.wp.2021.39.
55. Roley V. V., Sellon G. H. Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates // *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Quarterly*. 1995. Vol. 80. No 4. P. 77–89.
56. Scharfstein D., Sunderam A. Market Power in Mortgage Lending and the Transmission of Monetary Policy. Harvard University. Working Paper. 2016.
57. Valadkhani A., Anwar S. Interest Rate Pass-Through and the Asymmetric Relationship Between the Cash Rate and the Mortgage Rate // *Economic Record*. 2012. Vol. 88. No 282. P. 341–350. DOI: 10.1111/j.1475-4932.2012.00823.x.
58. Van Leuvensteijn M., Sørensen C. K., Bikker J. A., Van Rixtel A. A. Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-Through in the Euro Area // *Applied Economics*. 2013. Vol. 45. No 11. P. 1359–1380. DOI: 10.1080/00036846.2011.617697.
59. Wong A. Refinancing and the Transmission of Monetary Policy to Consumption. Princeton University. Working Papers. March. 2021.
60. Xu P., Han Y., Yang J. US Monetary Policy Surprises and Mortgage Rates // *Real Estate Economics*. 2012. Vol. 40. No 3. P. 461–507. DOI: 10.1111/j.1540-6229.2011.00325.x.
61. Yang J., Shao H. Impact of Bank Competition on the Bank Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence From China // *International Review of Economics & Finance*. 2016. Vol. 43. P. 468–481. DOI: 10.1016/j.iref.2015.12.008.

References

1. Ayvazyan S. A. *Analiz kachestva i obraza zhizni naseleniya (ekonometricheskii podkhod) [Quality of Life and Living Standards Analysis: An Econometric Approach]*. Moscow, Nauka, 2012. DOI: 10.1515/9783110316254. (In Russ.)
2. Burtsev K. Rol' ipotechnogo kreditovaniya v povyshenii kachestva zhizni naseleniya [The Role of Mortgage Lending in Improving the Population's Quality of Life]. *Vestnik Instituta ekonomiki Rossiyskoy akademii nauk [Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences]*, 2008, no. 1, pp. 257–266. (In Russ.)
3. Gafarova E. A. Geterogennost' kanala refinansirovaniya ipoteki v rossiyskikh regionakh [Heterogeneity of the Mortgage Refinancing Channel in Russian Regions]. *Finansy: teoriya i praktika [Finance: Theory and Practice]*, 2023, no. 4, pp. 184–193. DOI: 10.26794/2587-5671-2023-27-4-184-193. (In Russ.)
4. Dobrynin A. I., Ivleva E. S., Plotnikov V. A. Sotsial'no-ekonomicheskie programmy rosta ekonomiki i kachestva zhizni [Socio-Economic Programs for Economic Growth and Quality of Life]. *Ekonomika i upravlenie [Economics and Management]*, 2006, no. 1, pp. 23–30. (In Russ.)
5. Egorov A. V., Borzykh O. A. Asimmetriya protsentnogo kanala denezhnoy transmissii v Rossii [Asymmetric Interest Rate Pass-Through in Russia]. *Ekonomicheskaya politika*

- [*Economic Policy*], 2018, vol. 13, no. 1, pp. 92-121. DOI: 10.18288/1994-5124-2018-1-04. (In Russ.)
6. Zozulya A. V., Zozulya P. V., Eremina T. N. Sovremennyye problemy realizatsii prioritetnykh natsional'nykh proektov [Current Problems in the Implementation of National Priority Projects]. *Vestnik Evraziyskoy nauki [The Eurasian Scientific Journal]*, 2019, vol. 11, no. 1, pp. 49-54. (In Russ.)
 7. Konovalova A., Korshunov M., Nesterova M., Skuratova A., Ustinov A. *Reaktsiya bankovskikh stavok na izmenenie klyuchevoy stavki Banka Rossii v usloviyakh regional'noy neodnorodnosti: analiticheskaya zapiska Banka Rossii [Reaction of Bank Rates to Changes in the Central Bank of Russia's Key Rate Under Conditions of Regional Heterogeneity: Bank of Russia Analytical Note]*. Moscow, Bank of Russia, 2021. DOI: 10.2139/ssrn.4890994. (In Russ.)
 8. Kreptsev D., Seleznev S. Vliyaniye stavok denezhnogo rynka na stavki po kreditam konechnym zaemshchikam [The Impact of Money Market Interest Rates on Retail Interest Rates]. *Den'gi i kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 2017, no. 9, pp. 18-27. (In Russ.)
 9. Moiseev S. R. Reinkarnatsiya RUONIA, ili Vtoraya zhizn' protsentnogo indikatora [The Reincarnation of RUONIA, or the Second Life of the Percentage Indicator]. *Bankovskoe delo [Banking]*, 2020, no. 7, pp. 20-27. (In Russ.)
 10. Napalkov V., Novak A., Shulgin A. Razlichiya v effektakh edinoyny denezhno-kreditnoy politike: sluchay regionov Rossii [Variations in the Effects of a Uniform Monetary Policy: The Case of Russian Regions]. *Den'gi i kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 2021, vol. 80, no. 1, pp. 3-45. DOI: 10.2139/ssrn.4874584. (In Russ.)
 11. Agarwal S., Amromin G., Chomsisengphet S., Landvoigt T., Piskorski T., Seru A., Yao V. Mortgage Refinancing, Consumer Spending, and Competition: Evidence From the Home Affordable Refinance Program. *The Review of Economic Studies*, 2023, vol. 90, no. 2, pp. 499-537. DOI: 10.1093/restud/rdac039.
 12. Aiello D. J., Garmaise M. J., Natividad G. Competing for Deal Flow in Local Mortgage Markets. *The Review of Corporate Finance Studies*, 2023, vol. 12, no. 2, pp. 366-401. DOI: 10.1093/rcfs/cfad001.
 13. Amromin G., Bhutta N., Keys B. J. Refinancing, Monetary Policy, and the Credit Cycle. *Annual Review of Financial Economics*, 2020, vol. 12, pp. 67-93. DOI: 10.1146/annurev-financial-012720-120430.
 14. Andrés J., Arce O. Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability. *The Economic Journal*, 2012, vol. 122, no. 565, pp. 1346-1372. DOI: 10.1111/j.1468-0297.2012.02531.x.
 15. Becker R., Osborn D. R., Yildirim D. A Threshold Cointegration Analysis of Interest Rate Pass-Through to UK Mortgage Rates. *Economic Modelling*, 2012, vol. 29, no. 6, pp. 2504-2513. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.08.004.
 16. Beraja M., Fuster A., Hurst E., Vavra J. Regional Heterogeneity and Monetary Policy. *NBER, Working Paper no. w23270*, 2017. DOI: 10.3386/w23270.
 17. Bernanke B. Challenges in Housing and Mortgage Markets: A Speech at the Operation HOPE Global Financial Dignity Summit, Atlanta, Georgia. Washington, DC, *Federal Reserve System*, speech no. 650, 2012.
 18. Bernanke B. Reflections on a Year in Crisis: Remarks at the Federal Reserve Bank of Kansas City's Annual Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming. Washington, DC, *Federal Reserve System*, 2009.
 19. Bernanke B. S., Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, vol. 9, no. 4, pp. 27-48. DOI: 10.1257/jep.9.4.27.
 20. Bhutta N., Bricker J., Dettling L., Kelliher J., Laufer S. Stress Testing Household Debt. *Journal of Credit Risk*, 2020, vol. 16, no. 3, pp. 1-34. DOI: 10.21314/JCR.2020.268.
 21. Bloze G. Interregional Migration and Housing Structure in an East European Transition Country: A View of Lithuania 2001-2008. *Baltic Journal of Economics*, 2009, vol. 9, no. 2, pp. 47-66. DOI: 10.1080/1406099X.2009.10840461.

22. Cassino E. Modelling New Zealand Mortgage Interest Rates. Reserve Bank of New Zealand Analytical Note Series. Wellington, *Reserve Bank of New Zealand*, no. AN2012/10, 2012.
23. Chong F. Housing Price, Mortgage Interest Rate and Immigration. *Real Estate Management and Valuation*, 2020, vol. 28, no. 3, pp. 36-44. DOI: 10.1515/remav-2020-0022.
24. Cumming F., Hubert P. House Prices, the Distribution of Household Debt and the Refinancing Channel of Monetary Policy. *Economics Letters*, 2022, vol. 212, no. 110280. DOI: 10.1016/j.econlet.2022.110280.
25. De Santis R. A., Surico P. Bank Lending and Monetary Transmission in the Euro Area. *Economic Policy*, 2013, vol. 28, no. 75, pp. 423-457. DOI: 10.1111/1468-0327.12013.
26. Di Maggio M., Kermani A., Palmer C. J. How Quantitative Easing Works: Evidence on the Refinancing Channel. *Review of Economic Studies*, 2020, vol. 87, no. 3, pp. 1498-1528. DOI: 10.1093/restud/rdz060.
27. Egan P., McQuinn K. Interest Rate Pass-Through in Euro Area Mortgage Markets: The Long Shadow of the Great Financial Crisis. *CESifo Economic Studies*, 2023, vol. 69, no. 4, pp. 234-248. DOI: 10.1093/cesifo/ifad010.
28. Eichenbaum M., Rebelo S., Wong A. State-Dependent Effects of Monetary Policy: The Refinancing Channel. *American Economic Review*, 2022, vol. 112, no. 3, pp. 721-761. DOI: 10.1257/aer.20191244.
29. Fang J., Li L. A Measure of China's Housing Price Bubble from the Perspective of Dynamic House-Price-To-Income Ratio. *Transactions on Economics, Business and Management Research*, 2024, vol. 4, pp. 138-145. DOI: 10.62051/vqk8k856.
30. Fell J. P. C. *The Role of Short Rates and Foreign Long Rates in the Determination of Long-Term Interest Rates*. Frankfurt am Main, European Monetary Institute, 1996.
31. Furlanetto F., Robstad Ø. Immigration and the Macroeconomy: Some New Empirical Evidence. *Review of Economic Dynamics*, 2019, vol. 34, pp. 1-19. DOI: 10.1016/j.red.2019.02.006.
32. Fuster A., Hebert B., Laibson D. Natural Expectations, Macroeconomic Dynamics, and Asset Pricing. *NBER Macroeconomics Annual*, 2012, vol. 26, no. 1, pp. 1-48. DOI: 10.1086/663989.
33. Greenwald D. The Mortgage Credit Channel of Macroeconomic Transmission. Cambridge, MIT Sloan, Research Paper no. 5184-16, 2018. DOI: 10.2139/ssrn.2735491.
34. Gross M., Tressel T., Ding X., Tereanu E. What Drives Mortgage Default Risk in Europe and the US? *International Monetary Fund*, Working Paper no. 065, 2022. DOI: 10.5089/9798400205705.001.
35. Guliyeva A. Measuring Quality of Life: A System of Indicators. *Economic and Political Studies*, 2022, vol. 10, no. 4, pp. 476-491. DOI: 10.1080/20954816.2021.1996939.
36. Gyourko J., Tracy J. Reconciling Theory and Empirics on the Role of Unemployment in Mortgage Default. *Journal of Urban Economics*, 2014, vol. 80, pp. 87-96. DOI: 10.1016/j.jue.2013.10.005.
37. Holland Q. C. P., Liu B., Roca E., Salisu A. A. Mortgage Asymmetric Pricing, Cash Rate and International Funding Cost: Australian Evidence. *International Review of Economics & Finance*, 2020, vol. 65, pp. 46-68. DOI: 10.1016/j.iref.2019.09.009.
38. Howard G. The Migration Accelerator: Labor Mobility, Housing, and Demand. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2020, vol. 12, no. 4, pp. 147-179. DOI: 10.1257/mac.20180363.
39. Hussein Z. Q., Al-Marzouk K. H., Mahmood E. A. The Impact of Bank Credit on Investment and Public Spending in Iraq for the Period (2005-2021). *International Journal of Professional Business Review*, 2022, vol. 7, no. 6, pp. 2. DOI: 10.26668/businessreview/2022.v7i6.e871.
40. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 2003, vol. 115, no. 1, pp. 53-74. DOI: 10.1016/S0304-4076(03)00092-7.
41. Jiang E. X. Financing Competitors: Shadow Banks' Funding and Mortgage Market Competition. *The Review of Financial Studies*, 2023, vol. 36, no. 10, pp. 3861-3905. DOI: 10.1093/rfs/hhad031.

42. Kao C. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 1999, vol. 90, no. 1, pp. 1-44. DOI: 10.1016/S0304-4076(98)00023-2.
43. Kasar K. S., Karaman E. Life in Lockdown: Social Isolation, Loneliness and Quality of Life in the Elderly During the COVID-19 Pandemic: A Scoping Review. *Geriatric Nursing*, 2021, vol. 42, no. 5, pp. 1222-1229. DOI: 10.1016/j.gerinurse.2021.03.010.
44. Keys B. J., Piskorski T., Seru A., Yao V. Mortgage Rates, Household Balance Sheets, and the Real Economy. *Columbia Business School*, Research Paper no. 14-53, 2014. DOI: 10.2139/ssrn.2505691.
45. Leroy A., Lucotte Y. Heterogeneous Monetary Transmission Process in the Eurozone: Does Banking Competition Matter? *International Economics*, 2015, vol. 141, pp. 115-134. DOI: 0.1016/j.inteco.2015.01.006.
46. Leung C. K. Y., Tang E. C. H. The Dynamics of the House Price-To-Income Ratio: Theory and Evidence. *Contemporary Economic Policy*, 2023, vol. 41, no. 1, pp. 61-78. DOI: 10.1111/coep.12538.
47. Levrero E. S., Deleidi M. The Causal Relationship Between Short- and Long-Term Interest Rates: An Empirical Assessment of the United States. *MPRA*, Paper no. 93608, 2019.
48. Liu X., Yu J., Cheong T. S., Wojewodzki M. The Future Evolution of Housing Price-to-Income Ratio in 171 Chinese Cities. *Annals of Economics & Finance*, 2022, vol. 23, no. 1, pp. 159-196.
49. Malliaris S., Retzl D. A., Singh R. Is Competition a Cure for Confusion? Evidence From the Residential Mortgage Market. *Real Estate Economics*, 2022, vol. 50, no. 1, pp. 206-246. DOI: 10.1111/1540-6229.12340.
50. Mian A. R., Straub L., Sufi A. What Explains the Decline in r^* ? Rising Income Inequality Versus Demographic Shifts. University of Chicago, *Becker Friedman Institute for Economics*, Working Paper no. 2021-104, 2021. DOI: 0.2139/ssrn.3916345.
51. Mouratidis K. Urban Planning and Quality of Life: A Review of Pathways Linking the Built Environment to Subjective Well-Being. *Cities*, 2021, vol. 115, no. 103229. DOI: 10.1016/j.cities.2021.103229.
52. O'Toole C., Slaymaker R. Repayment Capacity, Debt Service Ratios and Mortgage Default: An Exploration in Crisis and Non-crisis Periods. *Journal of Banking & Finance*, 2021, vol. 133, no. 106271. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2021.106271.
53. Payne J. E. The Response of the Conventional Mortgage Rate to the Federal Funds Rate: Symmetric or Asymmetric Adjustment? *Applied Financial Economics Letters*, 2006, vol. 2, no. 5, pp. 279-284. DOI: 10.1080/17446540600647037.
54. Rendon S., Bazer K. Individual and Local Effects of Unemployment on Mortgage Defaults. *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, 2021. DOI: 10.21799/frbp.wp.2021.39.
55. Roley V. V., Sellon G. H. Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Quarterly*, 1995, vol. 80, no. 4, pp. 77-89.
56. Scharfstein D., Sunderam A. Market Power in Mortgage Lending and the Transmission of Monetary Policy. *Harvard University*, Working Paper, 2016.
57. Valadkhani A., Anwar S. Interest Rate Pass-Through and the Asymmetric Relationship Between the Cash Rate and the Mortgage Rate. *Economic Record*, 2012, vol. 88, no. 282, pp. 341-350. DOI: 10.1111/j.1475-4932.2012.00823.x.
58. Van Leuvensteijn M., Sørensen C. K., Bikker J. A., Van Rixtel A. A. Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-Through in the Euro Area. *Applied Economics*, 2013, vol. 45, no. 11, pp. 1359-1380. DOI: 10.1080/00036846.2011.617697.
59. Wong A. Refinancing and the Transmission of Monetary Policy to Consumption. *Princeton University*, Working Papers, March, 2021.
60. Xu P., Han Y., Yang J. US Monetary Policy Surprises and Mortgage Rates. *Real Estate Economics*, 2012, vol. 40, no. 3, pp. 461-507. DOI: 10.1111/j.1540-6229.2011.00325.x.
61. Yang J., Shao H. Impact of Bank Competition on the Bank Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence From China. *International Review of Economics & Finance*, 2016, vol. 43, pp. 468-481. DOI: 10.1016/j.iref.2015.12.008.

Денежно-кредитная политика

Бюджетное доминирование:
конец эпохи таргетирования инфляции?

Армен Ромович Авакян

ORCID: 0000-0003-2490-3370

Руководитель направления
Центра макроэкономических
исследований, ПАО «Сбербанк»
(РФ, 117312, Москва, ул. Вавилова, 19);
стажер-исследователь Международной
лаборатории макроэкономического
анализа, Национальный исследовательский
университет «Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: aavakyan@hse.ru

Ольга Сергеевна Кузнецова

ORCID: 0000-0002-4416-9620

PhD (Econ.), старший научный
сотрудник Международной лаборатории
макроэкономического анализа,
доцент департамента теоретической
экономики факультета экономических
наук, Национальный исследовательский
университет «Высшая школа экономики»
(РФ, 109028, Москва, Покровский бул., 11)
E-mail: okuznetsova@hse.ru

Аннотация

Рост бюджетных расходов и государственного долга в развитых и развивающихся странах вызывает опасения относительно среднесрочной устойчивости бюджетной политики. При продолжении текущих тенденций уже в ближайшие десятилетия страны могут столкнуться с проблемой бюджетного доминирования — ситуацией, когда центральный банк ограничен в возможностях борьбы с инфляцией с помощью высоких ставок из-за рисков нарушения бюджетной устойчивости. В академических и экспертных кругах зачастую отмечают, что при таком сценарии центральному банку придется отказаться от таргетирования инфляции и перейти к роли пассивного наблюдателя. В настоящей работе мы рассматриваем возможную альтернативу — адаптацию мандата центрального банка к новым предполагаемым реалиям с помощью включения уровня реального государственного долга. Такая корректировка мандата центрального банка означает, что оптимальное правило денежно-кредитной политики напрямую зависит от режима бюджетной политики. В частности, при активной бюджетной политике правило центрального банка автоматически отходит от принципа Тейлора. Проведенный на основе новокейнсианской DSGE-модели анализ демонстрирует, что предлагаемое изменение мандата делает политику центрального банка более устойчивой к изменению режима бюджетной политики и позволяет успешно балансировать между стабилизацией инфляции, выпуска и уровня государственного долга. Кроме того, включение долга в мандат центрального банка дает ему возможность не отказываться от активной роли в борьбе с инфляцией в случае активной бюджетной политики. Таким образом, мы показываем, что режим бюджетного доминирования хотя и ограничивает возможности центрального банка в стабилизационной политике, но не заставляет его полностью терять независимость в денежно-кредитной политике и отказываться от основных принципов таргетирования инфляции.

Ключевые слова: мандат центрального банка, бюджетная политика, денежно-кредитная политика, государственный долг, процентная ставка.

JEL: E52, E62, E63.

Monetary Policy

Fiscal Dominance: The End of Inflation Targeting?

Armen A. Avakyan

ORCID: 0000-0003-2490-3370

Unit Lead at the Center of Macroeconomic Research, Sberbank;^a Research Intern at the International Laboratory for Macroeconomic Analysis, National Research University Higher School of Economics,^b e-mail: aavakyan@hse.ru

Olga S. Kuznetsova

ORCID: 0000-0002-4416-9620

PhD (Econ.), Senior Research Fellow at the International Laboratory for Macroeconomic Analysis, Assistant Professor of the Department of Theoretical Economics at the Faculty of Economic Sciences, National Research University Higher School of Economics,^b e-mail: okuznetsova@hse.ru

^a 11, Vavilova ul., Moscow, 117312, Russian Federation

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

Abstract

The acceleration of government expenditures and public debt in both developed and developing countries has prompted concerns about the medium-term sustainability of fiscal policies. If these trends persist, countries may reach a point in the coming decades when fiscal dominance is challenged and the central bank's ability to combat inflation through higher interest rates is constrained by the risk of undermining fiscal sustainability. Experts have frequently pointed out that, under such conditions, the central bank may be forced to abandon inflation targeting and adopt a more passive role. This paper offers an alternative scenario by proposing that the central bank's mandate be adjusted to reflect the evolving economic landscape, specifically by incorporating the level of real public debt. This adjustment to the central bank's mandate means that the optimal monetary policy rule would directly depend on the fiscal policy regime. The analysis conducted here using a New Keynesian DSGE model demonstrates that the kind of change in the mandate that this article proposes would make central bank policy more resilient toward changes in the fiscal policy regime and facilitate balance between stabilized inflation, output, and the level of public debt. In addition, the inclusion of debt in the central bank mandate would enable the bank to retain its active role in fighting inflation in response to an active fiscal policy. The article indicates that a fiscal dominance regime does not necessarily force the central bank to completely lose its independence in shaping monetary policy or to abandon the basic principles of inflation targeting.

Keywords: central bank's mandate, monetary policy, fiscal policy, government debt, interest rate.

JEL: E52, E62, E63.

Acknowledgements

This study has been carried out as part of the Fundamental Research Program of the National Research University Higher School of Economics for 2024.

Введение

Роль бюджетной политики в экономике заметно выросла после пандемии COVID-19, когда правительства значительно повысили бюджетные расходы для поддержки экономики и социальной сферы. Так, расширительная бюджетная политика стала одним из главных факторов ускорения инфляции в развитых и развивающихся странах после 2020 года [Горюнов и др., 2023]. Предыдущие эпизоды высокой инфляции также часто были связаны с бюджетной политикой [Cevik, Miryugin, 2023]. В этой связи рассматривать денежную политику в отрыве от бюджетной становится всё более проблематично.

Вследствие мягкой бюджетной политики помимо краткосрочных инфляционных эффектов в экономике также усиливаются долгосрочные инфляционные риски, связанные с накоплением долга. В частности, высокий уровень государственного долга может ограничить возможности центрального банка по борьбе с инфляцией, так как повышение ставок в подобных условиях чревато усилением рисков бюджетной стабильности из-за роста стоимости обслуживания долга. В результате центральный банк может вынужденно отказаться от стабилизации инфляции, что приведет к переходу экономики в режим бюджетного доминирования.

В связи с ростом бюджетных расходов и быстрым накоплением долга после пандемии риски бюджетного доминирования на обозримом горизонте становятся всё более актуальными для многих стран. По данным МВФ, в развитых странах государственный долг вырос со 104% ВВП в 2019 году до 111% ВВП в 2023-м и, по прогнозу, достигнет 115% ВВП к концу десятилетия. В США, крупнейшей развитой экономике, проблема может встать остро: государственный долг выше среднего по развитым странам и достиг 122% ВВП в 2023 году¹. В работе [Calomiris, 2023] утверждается, что США при сохранении текущей бюджетной политики с высокой вероятностью могут столкнуться с бюджетным доминированием в 2030-х годах.

В качестве примера страны с уже наступившим бюджетным доминированием сегодня часто называют Аргентину, где стимулирующая бюджетная политика ограничивает возможности центрального банка по контролю над инфляцией². С учетом того что в стране перманентно присутствуют риски долгового кризиса, центральный банк может оказаться не способным с помощью

¹ <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2024/04/17/fiscal-monitor-april-2024>.

² Argentina Is a Textbook Case of 'Fiscal Dominance' // Wall Street Journal. 2023. November 22. <https://www.wsj.com/economy/central-banking/argentina-is-a-textbook-case-of-fiscal-dominance-bc1bc5d9>.

жесткой денежно-кредитной политики устойчиво стабилизировать инфляцию. Отчасти похожая проблема наблюдалась в России во второй половине 1990-х, когда сочетание мягкой бюджетной и жесткой денежно-кредитной политик³ стало одной из предпосылок возникновения долгового и впоследствии валютного кризиса в 1998 году.

Риски бюджетного доминирования могут быть актуальны как для развитых, так и для развивающихся стран. При этом если для развитых стран проблема скорее вызвана высоким уровнем накопленного долга, то для развивающихся (где, как правило, долг ниже) риски в большей степени связаны с ограниченными возможностями по сбору налогов [Kumhof et al., 2010]. Поэтому и в развитых, и в развивающихся странах центральным банкам нужно быть готовыми к реализации перечисленных рисков и проработать возможные модификации стратегии денежно-кредитной политики, минимизирующие негативные последствия бюджетного доминирования.

1. Обзор литературы

Ограниченность возможностей центрального банка в борьбе с инфляцией при расширительной бюджетной политике была продемонстрирована еще в классической работе [Sargent, Wallace, 1981]. Авторы показали, что сокращение денежной базы в условиях мягкой бюджетной политики приводит не к замедлению инфляции, а к ее ускорению. Причина — усиление опасений частного сектора относительно необходимости более масштабной эмиссии для финансирования дефицита бюджета в будущем из-за роста стоимости обслуживания долга и, как следствие, повышение инфляционных ожиданий. В результате традиционное представление о том, что, ужесточая денежно-кредитную политику, центральный банк способен подавить инфляцию, может не оправдаться без соответствующей подстройки бюджетной политики.

В дальнейшем в работе [Leeper, 1991] были рассмотрены режимы взаимодействия бюджетной и денежно-кредитной политик в контексте их возможности обеспечить устойчивое равновесие в экономике. Автор разделяет режимы бюджетной политики на активную, когда правительство допускает устойчивый рост долга и может активно занимать для финансирования расходов, и пассивную, когда правительство стремится поддерживать опреде-

³ По данным Минфина РФ, дефицит федерального бюджета в 1997 году — 6,5% ВВП. https://minfin.gov.ru/ru/document/?id_4=4985&ysclid=m1lwlon7sq696721754. По данным Банка России, ставка рефинансирования на конец 1997 года — 28%. https://cbr.ru/statistics/idkp_br/refinancing_rates1/.

ленный уровень государственного долга, не допуская устойчивых дефицитов бюджета. Согласно выводам автора, если бюджетная политика является пассивной (правительство повышает налоги в ответ на рост долга), то для стабильности в экономике денежно-кредитная политика должна быть активной (то есть центральный банк повышает ставку в ответ на рост инфляции сильнее, чем один к одному). Напротив, при активной бюджетной политике (правительство не повышает налоги в ответ на рост долга), денежно-кредитная политика должна быть пассивной (центральный банк повышает ставку меньше роста инфляции). В статьях [Sims, 1994; Woodford, 1994; 2011] описанный выше результат был подтвержден в рамках более развернутых моделей.

Некоторые исследования развивают тему взаимодействия режимов бюджетной и денежно-кредитных политик на основе новокейнсианских моделей. В работе [Davig, Leeper, 2011] с помощью эмпирической оценки модели авторы идентифицировали режимы взаимодействия политик для экономики США с 1949 по 2008 год. Показано, что за всё это время был лишь один небольшой промежуток (первая половина 1980-х), когда наблюдалось сочетание активных бюджетной и денежно-кредитной политик. Авторы также приходят к заключению, что в условиях пассивной денежно-кредитной политики рост государственных расходов не снижает, а увеличивает реальное частное потребление в краткосрочной перспективе, так как эффект вытеснения не работает из-за смягчения денежно-кредитных условий и при этом возникает эффект мультипликатора. Однако в такой экономике с бюджетным доминированием может наблюдаться более высокая инфляция.

Вопрос того, какие недостатки несет в себе режим бюджетного доминирования, рассматривался также в работе [Bhattarai et al., 2014]. В частности, при режиме с активной ролью денежно-кредитной политики инфляция в большей степени следует за целью центрального банка, а экономика слабее реагирует на шоки (как со стороны спроса, так и со стороны предложения). Таким образом, авторы продемонстрировали, что в экономике с бюджетным доминированием в случае реализации шоков формируются более высокие общественные потери. Кроме того, авторы показали, что при одновременной пассивности бюджетной и денежно-кредитной политик инфляция становится зависимой от уровня государственного долга (так же, как и при бюджетном доминировании).

В литературе уже сформировался пласт работ, предлагающих различные альтернативные варианты политики центрального банка в условиях бюджетного доминирования. Так, в статье [Ascari et al., 2023] рассматривается переход центрального банка к поли-

тике таргетирования уровня цен в условиях бюджетного доминирования. Демонстрируется, что в таком случае центральный банк при ускорении инфляции должен не повышать, а снижать номинальную ставку, способствуя более быстрому сокращению реального уровня государственного долга. Быстрое сжатие реального уровня долга, в свою очередь, будет поддерживать низкие инфляционные ожидания, что приведет к более слабому отклонению инфляции от цели в момент шока и ускоренному возвращению к цели в дальнейшем.

В более ранней работе [Kumhof et al., 2010] рассмотрено еще одно возможное решение, связанное с использованием простых инструментальных правил. Авторы предлагают правило, при котором ставка реагирует на текущую инфляцию, разрыв выпуска и одну из фискальных переменных — государственные расходы или государственный долг. Такие правила могут обеспечить сохранение активной роли денежно-кредитной политики. Однако авторы подчеркивают, что подобные правила не приносят значительного повышения уровня общественного благосостояния по сравнению со случаем сохранения пассивной денежно-кредитной политики. Более того, правила с оптимальными коэффициентами могут оказаться неустойчивыми из-за необходимости резкого реагирования на изменения инфляции или долга в экономике, что затруднено наличием нулевой границы процентных ставок.

Наше исследование развивает идею, сформулированную в работе [Kumhof et al., 2010], где рассматривались экзогенно заданные инструментальные правила, реагирующие на изменения долга, в сочетании со структурными уравнениями в экономике. При этом в нашей работе правила денежно-кредитной политики не задаются экзогенно, а являются результатом решения оптимизационной задачи центрального банка при имеющихся в экономике ограничениях. Чтобы оптимальные правила были устойчивыми к изменению бюджетной политики, мы предлагаем включить уровень реального долга в функцию потерь центрального банка. В таком случае при решении стандартной оптимизационной задачи центральный банк будет минимизировать функцию потерь с тремя переменными — инфляцией, разрывом выпуска и отклонением реального долга от стационарного уровня.

На основе новокейнсианской модели с рациональными агентами мы показываем, что оптимальное правило центрального банка в таком случае будет автоматически подстраиваться под режим бюджетной политики. Эта подстройка обеспечивает устойчивость экономики как при пассивной, так и при активной бюджетной политике. Более того, центральному банку не придется отказываться от инфляционного таргетирования — ему удастся

успешно балансировать между сохранением ценовой и бюджетной стабильности. Оптимальные правила также не требуют излишне большой реакции на шоки, что делает политику устойчивой к проблеме границы нулевых ставок.

2. Модель

Для анализа мы используем базовую новокейнсианскую модель в приведенной форме [Clarida et al., 1999; Woodford, 2003]. Базовая модель состоит из структурных уравнений (кривая IS и кривая Филлипса), которые являются решением стандартной DSGE-модели (см. Приложение П1). Модель также включает в себя уравнение бюджетного правила, используемого в [Bhattarai et al., 2014], и функцию потерь центрального банка, которую мы задаем сами.

Совокупный спрос описывается динамической кривой IS:

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где x_t — разрыв выпуска (стационарный уровень выпуска равен нулю) в периоде t , $E_t x_{t+1}$ — ожидаемый разрыв выпуска в периоде $t + 1$, $E_t \pi_{t+1}$ — ожидаемая инфляция в периоде $t + 1$, r_t — номинальная процентная ставка центрального банка (является ставкой для всей экономики), σ — степень неприятия риска домохозяйствами, ε_t — экзогенный шок спроса с автокорреляцией ρ_ε .

Совокупное предложение в модели описывается новокейнсианской кривой Филлипса с шоком издержек:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + u_t, \quad (2)$$

где π_t — инфляция в периоде t (целевой уровень инфляции равен нулю), β — межвременной дисконт-фактор, демонстрирующий относительную чувствительность агентов к потерям будущих периодов по сравнению с потерями текущего периода, наклон кривой Филлипса κ — функция от структурных параметров в экономике, u_t — экзогенный шок предложения (издержек) с автокорреляцией ρ_u .

Бюджетное правило в модели описывается следующим уравнением:

$$b_t = \frac{1-\psi}{\beta} b_{t-1} - \frac{b}{\beta} \pi_t + b r_t, \quad (3)$$

где b_t — отклонение реального долга (долг с поправкой на инфляцию) от стационарного уровня, b — стационарный уровень реального долга, ψ — коэффициент коррекции налогов в ответ на изменение уровня реального долга.

Чем выше ψ , тем сильнее правительство подстраивает налоги в ответ на изменение реального уровня государственного долга (см. Приложение П1).

Величина ψ определяет режим бюджетной политики в стране. При $\psi > 1 - \beta$ бюджетная политика является пассивной: правительство стремится вернуть долг к исходному значению после его отклонения от стационарного уровня. При $\psi < 1 - \beta$ подстройка налогов в ответ на рост долга критически мала и не позволяет снизить долг после его роста. В таком случае бюджетная политика становится активной.

Бюджетное правило (3) в сочетании с уравнениями (1) и (2) уже рассматривалось в рамках модели взаимодействия бюджетной и денежно-кредитной политик, в том числе в [Bhattarai et al., 2014]. Однако в рассматриваемых ранее моделях анализировались только экзогенно заданные инструментальные правила при рациональных ожиданиях. В настоящей работе правила денежно-кредитной политики не задаются экзогенно, а являются результатом решения оптимизационной задачи центрального банка при имеющихся в экономике ограничениях.

Общественные предпочтения описываются стандартной микрообоснованной квадратичной функцией потерь:

$$L_0^s = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \alpha_x^s x_t^2), \quad (4a)$$

где L_0^s — общественные потери.

Данная функция потерь — результат задачи максимизации полезности домохозяйств в новокейнсианской DSGE-модели (см. Приложение П1). Коэффициент α_x^s показывает относительную степень неприятия обществом волатильности выпуска в сравнении с волатильностью инфляции.

Предположим, что центральный банк заботится не только об инфляции и разрыве выпуска, но и о реальном уровне государственного долга. В таком случае оптимизационная задача центрального банка будет выглядеть следующим образом:

$$\min_{x_t, \pi_t, r_t, b_t, b_{t-1}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\pi_t^2 + \alpha_x x_t^2 + \alpha_b b_t^2], \quad (4b)$$

где α_x и α_b — относительные веса волатильности разрыва выпуска и волатильности реального уровня государственного долга в функции потерь центрального банка.

Ограничениями для центрального банка являются уравнения (1)–(3). Мы сознательно игнорируем возможность центрального банка проводить политику сковывающих обязательств. Как будет показано далее, при включении долга в функцию потерь дискреционная политика будет обладать схожими с политикой

сковывающих обязательств свойствами. Поэтому такое усложнение задачи не является необходимым.

Решая задачу (4b) при ограничениях (1)–(3), получаем следующие условия оптимальности политики:

$$2x_t + 2\frac{\kappa}{\alpha_x}\pi_t - \frac{b(\beta\sigma+\kappa)}{\beta\alpha_x}\lambda_{3,t} = 0, \quad (5a)$$

$$\lambda_{3,t} = 2\alpha_b b_t + (1 - \psi)E_t\lambda_{3,t+1}, \quad (5b)$$

где $\lambda_{3,t}$ — множитель Лагранжа, связанный с уравнением бюджетной политики (3).

Исходя из (5b), если центральный банк отказывается от таргетирования долга ($\alpha_b = 0$), то множитель Лагранжа $\lambda_{3,t}$ также становится равным нулю (при $\psi > 0$) и, как следствие, условие оптимальности политики (5a) возвращается к стандартному случаю при таргетировании инфляции ($x_t = -\frac{\kappa}{\alpha_x}\pi_t$).

Комбинируя (5a) и (5b), получаем:

$$x_t + \frac{\kappa}{\alpha_x}\pi_t = (1 - \psi)E_tx_{t+1} + \frac{\kappa(1-\psi)}{\alpha_x}E_t\pi_{t+1} + \frac{b(\beta\sigma+\kappa)\alpha_b}{\beta\alpha_x}b_t. \quad (6)$$

Из уравнения (6) видно, что политика центрального банка при таргетировании долга становится history-dependent (по аналогии со случаем политики сковывающих обязательств), несмотря на то что центральный банк не принимает во внимание ожидания частных агентов при решении оптимизационной задачи. Связано это с тем, что центральный банк, выбирая денежно-кредитную политику сегодня, принимает во внимание уровень долга в следующем периоде.

Далее рассмотрим, какие правила денежно-кредитной политики соответствуют условию оптимальности политики (6) и могут ли эти правила обеспечить стабильность равновесия при разных типах бюджетной политики.

3. Результаты

Объединив (1)–(2) и (6), получаем следующую систему для инфляции и разрыва выпуска (см. Приложение П2):

$$\pi_t = \Theta_\pi E_t\pi_{t+1} + \Omega_\pi E_tx_{t+1} + \Phi_\pi b_t + \Lambda_\pi u_t + Z_\pi \varepsilon_t, \quad (7a)$$

$$x_t = \Theta_x E_t\pi_{t+1} + \Omega_x E_tx_{t+1} + \Phi_x b_t + \Lambda_x u_t + Z_x \varepsilon_t, \quad (7b)$$

где $\Theta_\pi, \Omega_\pi, \Phi_\pi, \Lambda_\pi, Z_\pi, \Theta_x, \Omega_x, \Phi_x, \Lambda_x, Z_x$ — коэффициенты при оптимальной политике.

Основное отличие от стандартного таргетирования инфляции заключается в том, что все переменные в экономике начи-

нают напрямую зависеть от уровня государственного долга. При стандартном таргетировании инфляции такое наблюдается только в случае активной бюджетной политики [Bhattarai et al., 2014]. Реагирует на реальный уровень долга в том числе и оптимальное правило политики центрального банка:

$$r_t = \delta_\pi E_t \pi_{t+1} + \delta_x E_t x_{t+1} + \delta_b b_t + \frac{\sigma \kappa}{\alpha_x + \kappa^2} u_t + \sigma \varepsilon_t, \quad (7c)$$

где $\delta_\pi = 1 - \sigma \frac{\kappa(1-\psi-\beta)}{\alpha_x + \kappa^2}$; $\delta_x = \sigma(1 - \frac{\alpha_x(1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2})$; $\delta_b = -\sigma \frac{b(\beta\sigma + \kappa)\alpha_b}{\beta(\alpha_x + \kappa^2)}$.

Из уравнения (7с) можно увидеть, что оптимальная денежно-кредитная политика реагирует на ожидаемую инфляцию и разрыв выпуска (является expectation-based в отношении инфляции и разрыва выпуска) и на фактический уровень реального государственного долга (data-based в отношении долга).

Описанное выше правило (7с) схоже со стандартными правилами при таргетировании инфляции. В частности, если правительство полностью компенсирует отклонение долга от стационарного уровня соответствующим ростом налогов ($\psi = 1$), а центральный банк устанавливает нулевой вес для уровня долга ($\alpha_b = 0$), правило (7с) возвращается к стандартному expectation-based правилу при гибком таргетировании инфляции. Данное упрощенное правило характеризуется выполнением принципа Тейлора ($\delta_\pi > 1$): реакция на инфляцию или инфляционные ожидания больше, чем один к одному. Выполнение принципа Тейлора в таком случае означает, что денежно-кредитная политика является активной.

Как было показано ранее в работах по взаимодействию бюджетной и денежно-кредитной политик, простое правило реакции на инфляцию (или инфляционные ожидания) с выполнением принципа Тейлора способно обеспечить единственность равновесия при пассивной бюджетной политике, но приводит к взрывному накоплению долга и ускорению инфляции при активной бюджетной политике. В связи с этим при активной бюджетной политике центральному банку, вероятно, придется отказаться от своего изначального правила и перейти к пассивной денежно-кредитной политике. В таком случае экономика переходит в режим бюджетного доминирования.

Далее перечислим основные свойства правила (7с) в случае неполной коррекции налогов правительством и гибкого таргетирования государственного долга центральным банком ($\psi < 1$, $\alpha_b > 0$) и отличия этого правила от стандартных правил денежно-кредитной политики, применяемых при таргетировании инфляции ($\psi = 1$, $\alpha_b = 0$).

1. Прямая реакция на шоки спроса и издержек совпадает со случаем стандартного таргетирования инфляции. Так, при положительных шоках спроса и предложения центральный банк при прочих равных должен повышать ставку ровно на ту же величину, что и при стандартном таргетировании инфляции. При этом шоки спроса и издержек будут воздействовать на инфляционные ожидания и ожидания по разрыву выпуска, в результате чего фактическая реакция ставки на шоки будет несколько отличаться.

2. Реакция ставки на рост ожидаемой инфляции напрямую зависит от степени активности бюджетной политики. Чем меньше ψ (более активная политика), тем ниже δ_π (денежно-кредитная политика становится более пассивной). Так, при активной бюджетной политике ($\psi < 1 - \beta$) денежно-кредитная политика автоматически отходит от принципа Тейлора ($\delta_\pi < 1$).

3. Центральный банк напрямую реагирует на изменение реального уровня государственного долга. При положительном весе долга в функции потерь центральный банк снижает ставку в ответ на рост уровня реального долга (как при активной, так и при пассивной бюджетной политике). При этом чем больше абсолютный вес долга в функции потерь центрального банка, тем сильнее он будет менять ставку в ответ на отклонение долга от стационарного уровня.

Покажем, как ведут себя переменные в ответ на шоки в экономике при активной и пассивной бюджетной политике, если центральный банк следует правилу (7с). Решением системы (7) для инфляции и разрыва выпуска будет следующее равновесие (см. Приложение П2):

$$\pi_t = B_\pi(\psi, \alpha_x, \alpha_b)b_{t-1} + \Gamma_\pi(\psi, \alpha_x, \alpha_b)u_t + D_\pi(\psi, \alpha_x, \alpha_b)\varepsilon_t, \quad (8a)$$

$$x_t = B_x(\psi, \alpha_x, \alpha_b)b_{t-1} + \Gamma_x(\psi, \alpha_x, \alpha_b)u_t + D_x(\psi, \alpha_x, \alpha_b)\varepsilon_t, \quad (8b)$$

где B_π , Γ_π , D_π , B_x , Γ_x , D_x — коэффициенты при оптимальной политике.

Как видно из уравнений (8a)–(8b), инфляция и разрыв выпуска в равновесии зависят от уровня государственного долга в предыдущем периоде и от шоков текущего периода. При этом реакция на изменение долга и шоки зависит не только от структурных коэффициентов переменных в экономике (например, наклона кривой Филлипса), но и от параметров бюджетной и денежно-кредитной политики.

В настоящей работе мы заостряем внимание на степени активности бюджетной политики (ψ), которая экзогенно задается правительством, и параметрах денежно-кредитной политики, определяющихся в результате решения оптимизационной задачи центрального банка в зависимости от веса долга в функции потерь (α_b). В связи с этим рассмотрим различные вариации этих параметров и их воздействие на экономику при рациональных ожиданиях. Влияние остальных параметров (наклон кривой Филлипса, консервативность центрального банка в отношении выбора между инфляцией и разрывом выпуска и т. д.) хорошо изучено в академической литературе (в том числе при отказе от рациональных ожиданий) и не находится в фокусе настоящей работы.

Монетарное доминирование ($\psi > 1 - \beta$)

При пассивной бюджетной политике ($\psi > 1 - \beta$) накопленный уровень долга не является ограничением для центрального банка: регулятор может в таком случае проводить активную политику, руководствуясь принципом Тейлора ($\delta_\pi > 1$). Более того, принцип Тейлора становится необходимым и достаточным условием обеспечения единственности равновесия в экономике. Далее сравним базовый случай таргетирования инфляции и альтернативу с включением долга в функцию потерь центрального банка.

Предположим, что центральный банк устанавливает нулевой вес для долга в функции потерь ($\alpha_b = 0$). В таком случае мы возвращаемся к случаю стандартного таргетирования инфляции. Тогда при пассивной бюджетной политике инфляция и разрыв выпуска перестают зависеть от уровня реального государственного долга ($B_\pi = B_x = 0$). Объяснить это можно тем, что центральный банк не реагирует на изменения долга в экономике, а сам долг является при этом стационарной величиной и не оказывает влияния на инфляционные ожидания частных агентов. Кроме того, инфляция и разрыв выпуска становятся также независимыми от шоков спроса ($D_\pi = D_x = 0$) — центральный банк полностью нивелирует их изменением процентной ставки.

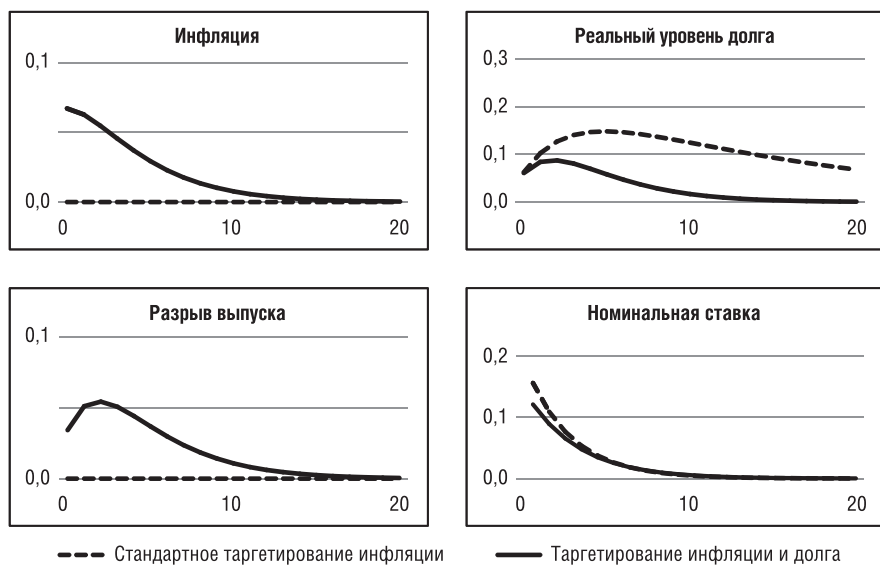
Вернемся к случаю, когда центральный банк устанавливает положительный вес для реального долга в своей функции потерь ($\alpha_b > 0$). Тогда при пассивной бюджетной политике, в отличие от классического таргетирования инфляции, равновесие в экономике зависит от уровня накопленного реального государственного долга в предыдущем периоде ($B_\pi > 0, B_x > 0$). Так, рост долга в пе-

риоде 1 приводит при прочих равных к более высокой инфляции и разрыву выпуска в периоде 2. Объяснить это можно тем, что при более высоком уровне долга центральный банк будет поддерживать более мягкие денежно-кредитные условия в экономике, чтобы быстрее вернуть долг к целевому уровню, что обеспечит более высокий уровень выпуска и инфляцию выше цели центрального банка.

Еще одно отличие от классического таргетирования инфляции — чувствительность экономики к шокам спроса при пассивной бюджетной политике ($D_\pi > 0$, $D_x > 0$). При гибком таргетировании инфляции и реального долга шок спроса приводит к появлению дополнительного внутривременного выбора между минимизацией разрыва выпуска (и как следствие — инфляции) и недопущением сильного отклонения реального долга от начального уровня. Так, в случае включения долга в функцию потерь центральный банк не полностью нивелирует шоки спроса через повышение ставки, как это происходит при стандартном таргетировании инфляции. Взамен этого центральный банк держит реальную ставку несколько ниже из-за стремления к уменьшению волатильности долга. В результате разрыв выпуска закрывается дольше, а инфляция возвращается к цели медленнее.

Перечисленные выше различия можно проиллюстрировать через функции импульсного отклика (рис. 1). Так, при стандартном таргетировании инфляции центральный банк не допускает отклонения инфляции от цели, повышая ставку так, чтобы в экономике не появился разрыв выпуска. Это, в свою очередь, приводит к сильному и длительному отклонению реального долга от начального уровня. В случае включения в функцию потерь реального уровня долга центральный банк допускает появление небольшого разрыва выпуска и ускорение инфляции, но обеспечивает умеренный и кратковременный характер увеличения уровня государственного долга.

Различия в реакции экономики на шоки издержек не столь драматичны при переходе к гибкому таргетированию инфляции и долга (рис. 2). Центральный банк в ответ на положительный шок издержек поднимает процентную ставку выше инфляции, в результате чего появляется отрицательный разрыв выпуска, смягчающий ускорение инфляции. В случае включения долга в функцию потерь центральный банк допускает более слабое ускорение инфляции с целью избежать сильного и долговременного отклонения долга вниз от стационарного уровня. Частные агенты, зная это, формируют более низкие инфляционные ожидания, что позволяет центральному банку добиться умеренного отклонения инфляции от цели при более низкой ставке (в сравнении со случаем стандартного таргетирования инфляции).

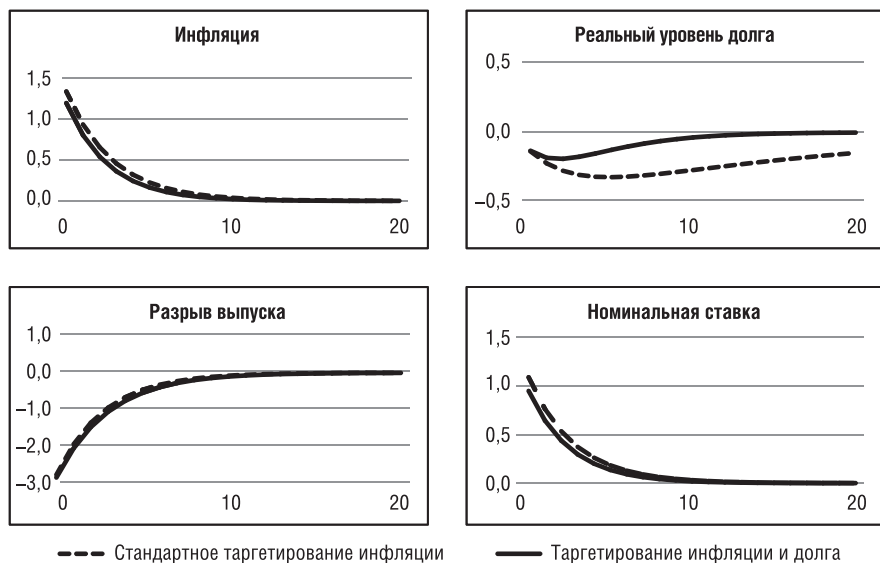


Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\psi = 0,3$, $\rho_\epsilon = 0,7$, $\alpha_b = 0,5$, $\alpha_x = 0,1$.

Источник: расчеты и построения авторов.

Рис. 1. Реакция экономики на шок спроса при монетарном доминировании (ось абсцисс — квартал, ось ординат — процентное отклонение от стационарного уровня)

Fig. 1. Response to a Demand Shock Under Monetary Dominance (x-axis — quarter, y-axis — percentage change from steady-state level)



Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\psi = 0,3$, $\rho_u = 0,7$, $\alpha_b = 0,5$, $\alpha_x = 0,1$.

Источник: расчеты и построения авторов.

Рис. 2. Реакция экономики на шок издержек при монетарном доминировании (ось абсцисс — квартал, ось ординат — процентное отклонение от стационарного уровня)

Fig. 2. Response to a Cost-Push Shock Under Monetary Dominance (x-axis — quarter, y-axis — percentage change from steady-state level)

Бюджетное доминирование ($\psi < 1 - \beta$)

В случае активной бюджетной политики ($\psi < 1 - \beta$) центральный банк сталкивается с существенными ограничениями. Так, повышение процентной ставки больше ускорения инфляции приводит к росту долга, который не компенсируется впоследствии соразмерным повышением налогов. В результате увеличения долга у частных агентов растут инфляционные ожидания, так как высокая инфляция остается единственным возможным механизмом стабилизации государственных финансов. Рост инфляционных ожиданий вызывает дальнейшее ускорение инфляции и еще большее повышение ставки, что усугубляет проблему высокого долга. В результате возникает спираль инфляции и долга, при этом в экономике нет устойчивого равновесия.

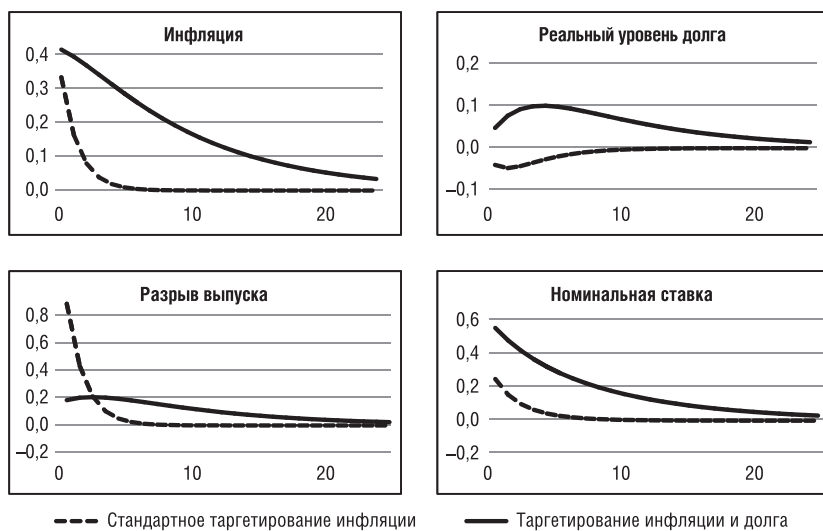
Стандартным ответом на активную бюджетную политику является отказ центрального банка от активной денежно-кредитной политики и переход экономики в режим бюджетного доминирования. Регулятор в таком случае продолжает реагировать на ускорение инфляции или ожиданий ростом ставки, но отходит от стандартного принципа Тейлора. Такое взаимодействие в рамках бюджетного доминирования в теории способно обеспечить устойчивое равновесие в экономике. Это равновесие характеризуется ключевой ролью бюджетной политики, де-факто определяющей инфляцию в экономике.

В нашей модели, как показано в уравнении (7с), при активной бюджетной политике центральный банк автоматически отказывается от стандартного принципа Тейлора. Однако, как будет показано далее, центральный банк де-факто не переходит в режим пассивной денежно-кредитной политики, поскольку помимо реакции на рост инфляции центральный банк реагирует непосредственно на шоки спроса и издержек. В результате реальная ставка в ответ на проинфляционные шоки растет, а не снижается (как в случае пассивной денежно-кредитной политики при стандартном таргетировании инфляции).

На рис. 3 показано, как экономика реагирует на шок спроса при гибком таргетировании инфляции и долга в условиях активной бюджетной политики в сравнении с пассивным таргетированием инфляции. При таргетировании инфляции центральный банк в ответ на шок спроса повышает номинальную ставку меньше роста инфляции, что приводит к снижению реальной ставки. Низкая реальная ставка усиливает эффект от положительного шока спроса, что вызывает сильный рост разрыва выпуска и ускорение инфляции. Одновременно с этим низкая ставка вместе с высокой инфляцией приводит к снижению реального уровня государственного долга. Уменьшение долга, в свою очередь, означает сни-

жение инфляционных ожиданий частного сектора, что вызывает быстрое возвращение инфляции к цели центрального банка.

При переходе к гибкому таргетированию инфляции и реального долга реакция экономики на шок спроса будет существенно отличаться. Центральный банк хотя формально и отходит от стандартного правила Тейлора, но повышает ставку сильнее роста инфляционных ожиданий, так как реагирует также непосредственно на шок спроса. Поэтому разрыв выпуска не растет так сильно, как при пассивной денежно-кредитной политике. Вместе с этим рост реальной ставки вызывает повышение реального уровня государственного долга. Однако это не приводит к дальнейшему росту инфляционных ожиданий, поскольку частные агенты знают, что центральный банк не допустит сильного отклонения долга от стационарного уровня. Таким образом, центральному банку удастся балансировать между инфляцией и долгом, не вызывая их взрывного роста, несмотря на увеличение реальной ставки при активной бюджетной политике. Со временем по мере исчерпания шока разрыв выпуска и инфляция будут сокращаться, возвращая экономику в изначальное состояние.



Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\psi = 0,01$, $\rho\epsilon = 0,7$, $\alpha_b = 0,5$, $\alpha_x = 0,1$.

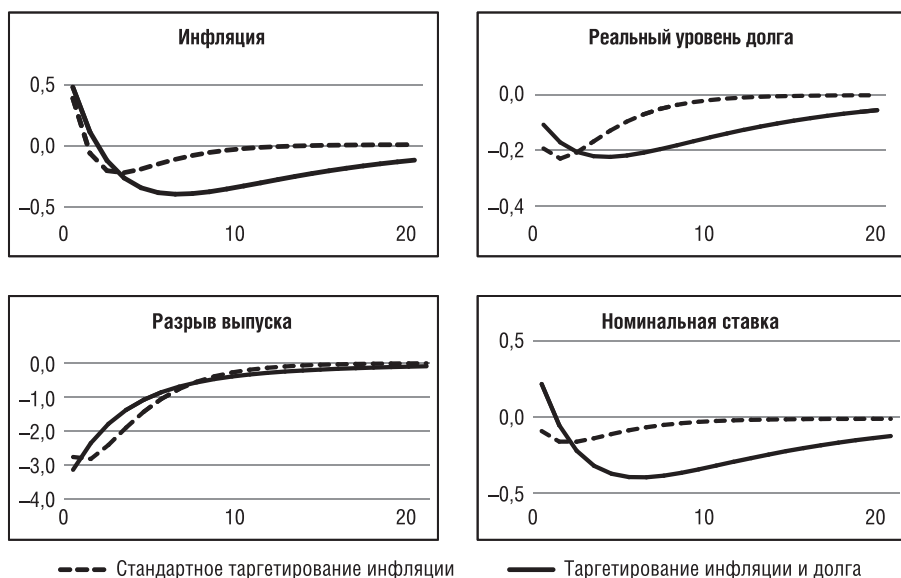
Источник: расчеты и построения авторов.

Рис. 3. Реакция экономики на шок спроса при бюджетном доминировании (ось абсцисс — квартал, ось ординат — процентное отклонение от стационарного уровня)

Fig. 3. Response to a Demand Shock Under Fiscal Dominance (x-axis — quarter, y-axis — percentage change from steady-state level)

При гибком таргетировании инфляции и долга реальная ставка после шока издержек остается положительной, однако инфляци-

онный шок перевешивает фактор роста ставки и приводит к снижению реального уровня долга (хотя и меньше, чем при пассивной денежно-кредитной политике). Снижение реального долга при этом оказывается более продолжительным, чем в случае пассивного таргетирования инфляции. Связано это с тем, что инфляционные ожидания восстанавливаются дольше. Частные агенты, зная, что центральный банк будет сильнее снижать ставку в ответ на падение инфляции, закладывают более низкий уровень реального государственного долга в свои ожидания и, как следствие, более низкую инфляцию. Тем не менее по мере исчерпания шока экономика постепенно возвращается в равновесие.



Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\psi = 0,01$, $\rho_u = 0,7$, $\alpha_b = 0,5$, $\alpha_x = 0,1$.

Источник: расчеты и построения авторов.

Рис. 4. Реакция экономики на шок издержек при бюджетном доминировании
(ось абсцисс — квартал, ось ординат — процентное отклонение от стационарного уровня)

Fig. 4. Response to a Cost-Push Shock Under Fiscal Dominance
(x-axis — quarter, y-axis — percentage change from steady-state level)

Устойчивость равновесия при бюджетном доминировании

Используя стандартные значения структурных параметров в экономике, в табл. 1 мы показываем, при каких значениях коэффициентов в функции потерь центрального банка оптимальная денежно-кредитная политика обеспечивает единственность равновесия для случая активной бюджетной политики.

Т а б л и ц а 1

Области детерминированности при активной бюджетной политике

T a b l e 1

Areas of Determinacy Under Active Fiscal Policy

		α_b													
		-2,5	-2,0	-1,5	-1,0	-0,5	0,0	0,5	1,0	1,5	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0
α_x	-1,00	Оптимальная ДКП: $\delta_\pi > 1$ $\delta_x < 0$ $\delta_b \geq 0$						Нет равновесия при оптимальной ДКП							
	-0,75														
	-0,50														
	-0,25														
	0,00	Нет равновесия при оптимальной ДКП						Оптимальная ДКП: $0 < \delta_\pi < 1$ $0 < \delta_x < 1$ $\delta_b < 0$							
	0,25														
	0,50														
	0,75														
	1,00														

Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\psi = 0,01$.

Источник: расчеты авторов.

Как видно из табл. 1, у центрального банка при активной бюджетной политике есть следующий набор возможностей по проведению денежно-кредитной политики.

1. Перейти к гибкому таргетированию инфляции, разрыва выпуска и государственного долга через установление положительного веса для государственного долга в функции потерь и нулевого/отрицательного веса для разрыва выпуска. В таком случае оптимальная денежно-кредитная политика будет характеризоваться положительной реакцией ставки на разрыв выпуска и инфляцию. При этом реакция на инфляцию будет пассивной ($0 < \delta_\pi < 1$), но близкой к значению один к одному. Влияние долга на ставку при оптимальной политике отрицательное ($\delta_b < 0$). Это соответствует рассматриваемому в настоящей работе случаю.

2. Установить отрицательный вес для разрыва выпуска в функции потерь и нулевой/отрицательный вес государственного долга. Тогда при оптимальной политике ЦБ повышает ставку при ускорении инфляции (больше, чем один к одному ($\delta_\pi > 1$)) и повышает / не меняет ставку при росте долга ($\delta_b \geq 0$). Вариант выглядит слишком экзотичным, его проведение может столкнуться с трудностями коммуникации: повышение ставки в ответ на снижение или замедление деловой активности (при прочих равных) будет трудно объяснить не только домохозяйствам и фирмам, но и профессиональным аналитикам и участникам рынка.

3. Отказаться от проведения оптимальной ДКП с минимизацией функции потерь и перейти к использованию простых инструментальных правил, согласующихся с активной денежно-кредитной политикой. Пример политики с пассивным таргетированием инфляции представлен на рис. 3 и 4.

4. Анализ благосостояния

В этом разделе мы проводим расчет общественных потерь при разных режимах взаимодействия бюджетной и денежно-кредитной политик. Значения коэффициентов — оценки для развитых стран [Bhattarai et al., 2014]. Расчет потерь позволяет в первом приближении оценить целесообразность перехода к гибкому таргетированию инфляции и долга в сравнении со стандартным таргетированием инфляции и использованием простых инструментальных правил.

Т а б л и ц а 2

Потери общества в зависимости от структурных параметров
и параметров бюджетной и денежно-кредитной политики

T a b l e 2

Welfare Loss Depending on Structural Parameters
and Parameters of Fiscal and Monetary Policy

<i>b</i>	Монетарное доминирование ($\psi = 0,3$)		Бюджетное доминирование ($\psi = 0,01$)	
	шок спроса	шок издержек	шок спроса	шок издержек
$\alpha_b = 0$				
0,4 0,7 1,0	0,00	2,64	Нет равновесия при оптимальной ДКП	
$\alpha_b = 0,5$				
0,4 0,7 1,0	0,01 0,03 0,06	2,31 1,96 1,79	0,24 0,20 0,19	1,48 1,47 1,57
$\alpha_b = 1,5$				
0,4 0,7 1,0	0,03 0,08 0,12	1,97 1,75 1,76	0,20 0,18 0,18	1,46 1,63 1,75
$\alpha_b = 2,5$				
0,4 0,7 1,0	0,14 0,11 0,14	1,81 1,75 1,81	0,19 0,18 0,18	1,53 1,72 1,82
<i>Инструментальное правило</i>				
0,4 0,7 1,0	0,00	2,07	0,19	1,15

Примечание. $\beta = 0,96$, $\kappa = 0,2$, $\sigma = 0,157$, $b = 0,4$, $\alpha_x = 0,01$, $\rho_u = 0,7$, $\rho_c = 0,7$. Для инструментального правила: $\delta_\pi = 1,5$ при монетарном доминировании, $\delta_\pi = 0,5$ при бюджетном доминировании, $\delta_x = 0,1$.

Источник: расчеты авторов.

Как видно из табл. 2, переход к гибкому таргетированию инфляции и долга не приводит к гарантированному росту обще-

ственных потерь в сравнении с использованием простых инструментальных правил. В частности, в условиях монетарного доминирования потери общества снижаются при включении долга в мандат центрального банка. Происходит это за счет того, что при шоке издержек частные агенты формируют более низкие инфляционные ожидания в связи с необходимостью для центрального банка вернуть долг к стационарному уровню после его снижения. Причем чем ниже стационарный уровень долга, тем больший вес долга должен быть установлен центральным банком в функции потерь. Это видно также из уравнения (7с), где при более низком стационарном уровне долга для обеспечения той же реакции ставки на изменение долга вес долга в функции потерь должен быть выше.

В условиях бюджетного доминирования включение долга в функции потерь, в свою очередь, становится необходимым условием обеспечения равновесия в экономике. Альтернатива включению долга в функцию потерь — переход к простому правилу пассивной денежно-кредитной политики, что является стандартной в литературе рекомендацией в ответ на активную бюджетную политику. Рассматриваемый нами случай гибкого таргетирования инфляции и долга может сопровождаться как меньшими, так и большими потерями, чем использование простого инструментального правила. Увеличение потерь происходит из-за того, что в случае шока издержек попытки центрального банка сдержать снижение реального уровня долга приводит к излишней волатильности инфляции, так как центральный банк де-факто препятствует быстрому снижению инфляционных ожиданий. При этом потери от шоков спроса по сравнению с инструментальными правилами могут оказаться меньше, так как более сильное повышение ставки в ответ на положительный шок спроса препятствует резкому росту разрыва выпуска. Таким образом, включение долга в функцию потерь будет способствовать более устойчивой динамике выпуска при подверженности экономики шокам спроса.

5. Выводы и обсуждение

В результате моделирования мы показали, что у центрального банка при бюджетном доминировании есть возможность не отказываться от активной роли и сохранить контроль над инфляцией. Для этого необходимо включить уровень реального долга в мандат регулятора. Такое изменение мандата означает, что опти-

мальное правило денежно-кредитной политики становится динамическим — реакция на переменные меняется в зависимости от параметров бюджета. Из этого следует, что с включением долга в функцию потерь правило центрального банка способно обеспечить устойчивое равновесие в экономике при любом режиме бюджетной политики. При этом мы показываем, что в таком случае правило не потребует резких реакций ставки на шоки — динамика окажется близкой к стандартному случаю таргетирования инфляции. Кроме того, такая политика будет понятна при коммуникации.

Анализ благосостояния продемонстрировал, что в условиях бюджетного доминирования общественные потери при переходе к гибкому таргетированию инфляции и долга могут оказаться как выше, так и ниже, чем при пассивном таргетировании инфляции. Связано это с тем, что при шоках, которые воздействуют на инфляцию и долг в разных направлениях (например, шок издержек), центральный банк ограничивает стабилизирующую роль увеличения/уменьшения долга для инфляции. Напротив, при шоках, которые воздействуют на инфляцию и долг в одном направлении (например, шок спроса), гибкое таргетирование инфляции и долга может способствовать меньшим общественным потерям за счет усиления стабилизационной роли государственного долга.

Кроме того, сугубо теоретические выводы (в частности, о небольших общественных потерях при пассивной роли центрального банка) оказываются проблемными на практике. Описываемый в моделях бюджетного доминирования механизм стабилизации инфляции через повышение/снижение реального уровня долга⁴ может в действительности не реализоваться (или реализоваться лишь отчасти). Основное сомнение связано с тем, что на практике инфляционные ожидания частного сектора не являются в полной мере рациональными [Haldane, Read, 2000; Thornton, 2003]. Поэтому у центрального банка не будет уверенности в том, что без его активного участия в экономике произойдет устойчивая стабилизация после шока.

Еще одна причина, по которой при пассивной роли центрального банка возвращение инфляции к цели может не осуществиться, — ограниченный горизонт планирования частного сектора. Рассуждения о том, что при отсутствии коррекции налогов в от-

⁴ Этот механизм является важной составляющей набирающей популярность фискальной теории уровня цен (Fiscal Theory of the Price Level, FTPL) (см., например, [Cohrain, 2023]).

вет на рост долга инфляция должна ускориться так, чтобы соблюдался баланс накопленного долга и ожидаемых доходов, скорее, оказываются нерелевантными на коротком горизонте. В частности, агенты могут ожидать стабилизацию долга через сокращение дефицитов или инфляционный налог только в долгосрочной перспективе. В таком случае инфляционные ожидания становятся менее чувствительны к изменению долга, что ограничивает возможности по стабилизации экономики при бюджетном доминировании⁵.

В целом проблема бюджетного доминирования актуальна скорее для стран с высоким уровнем долга (или для стран с ограниченными возможностями по сбору налогов). Россия сегодня не входит в обозначенные зоны риска. Тем не менее в долгосрочной перспективе к подобному сценарию нужно быть готовыми, прорабатывая возможные модификации денежно-кредитной политики. Однако несмотря на то, что рассматриваемая нами альтернатива способна сохранить активную роль центрального банка при бюджетном доминировании, она не позволяет полностью избежать тех проблем и рисков, которые возникают от самого факта низкой бюджетной дисциплины. Гораздо лучше для экономики будут сохранение бюджетных правил и ответственная бюджетная политика. Однако мы показываем, что даже в противоположном случае центральный банк может частично сохранить свою роль в стабилизации экономики.

Приложение 1

Основные уравнения микрообоснованной модели⁶

Appendix 1

Basic Equations of the Micro-Based Model⁷

Задача репрезентативного домохозяйства:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t d_t \left[\log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right], \quad (\text{П1.1})$$

$$\begin{aligned} P_t C_t + B_t + E_t [Q_{t,t+1} D_{t+1}] = \\ = R_{t-1} B_{t-1} + D_t + W_t N_t + P_t - P_t \tau_t, \end{aligned} \quad (\text{П1.2})$$

⁵ В статье [Farmer, Zabczyk, 2019], в частности, показано, как ограничение горизонта планирования частных агентов может поставить под сомнение описанный механизм стабилизации инфляции через изменение уровня реального долга.

⁶ На основе [Bhattarai et al., 2014].

⁷ Based on [Bhattarai et al., 2014].

где C_t — конечное потребление домохозяйств, N_t — труд домохозяйств, P_t — уровень цен на конечные товары, B_t — количество государственных облигаций, принадлежащих домохозяйствам, R_t — номинальная ставка в экономике, W_t — номинальная заработная плата, Π_t — прибыль промежуточных фирм, D_{t+1} — условные обязательства правительства, Q_{t+1} — цена условных обязательств, τ_t — чистый налог на доход, φ — обратная эластичность предпочтения труда, β_t — субъективная норма межвременного дисконтирования, d_t — шок межвременных предпочтений.

Производители промежуточной продукции (монополистическая конкуренция):

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k Q_{t,t+k} \left[P_t(i) - \frac{W_{t+k}}{Z_{t+k}} \right] Y_{t+k}(i), \quad (\text{П1.3})$$

$$Y_t(i) = z_t N_t(i), \quad (\text{П1.4})$$

где $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$ — выпуск конечной продукции,

$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di \right)^{\frac{1}{1-\theta}}$ — уровень цен на конечные товары (рынок совершенной конкуренции), $Y_t(i)$ — выпуск промежуточной продукции, $P_t(i)$ — цена промежуточной продукции, θ — эластичность замещения промежуточных товаров, z_t — производительность труда, $1 - \alpha$ — вероятность пересмотра цен репрезентативной фирмой в каждый момент времени.

Бюджетное ограничение правительства:

$$\frac{B_t}{P_t} = R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + G_t - \tau_t, \quad (\text{П1.5})$$

где τ_t — собранные правительством налоги, B_t — номинальный объем выпущенных государственных облигаций, G_t — государственное потребление.

Предположим $G_t = 0$. Тогда:

$$R_t^{-1} b_t = b_{t-1} \frac{1}{\pi_t} - \tau_t, \quad (\text{П1.6})$$

где $b_t = \frac{R_t B_t}{P_t}$ — приведенная стоимость реального уровня государственного долга.

Правительство корректирует налоги согласно бюджетному правилу:

$$\frac{\tau_t}{\bar{\tau}} = \left(\frac{b_{t-1}}{\bar{b}} \right) \psi, \quad (\text{П1.7})$$

где $\bar{\tau}$ — стационарный уровень налогов, $\bar{b}$ — стационарный уровень долга.

Приложение 2

Решение системы в модели с долгом в функции потерь

Appendix 2

Solution for the System in the Model With Debt in the Loss Function

Комбинируя условие первого порядка решения оптимизационной задачи центрального банка (6) и структурные уравнения в экономике (1)–(2), получаем:

$$\pi_t = \frac{\alpha_x \beta + \kappa^2 (1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2} E_t \pi_{t+1} + \frac{\kappa \alpha_x (1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2} E_t x_{t+1} + \frac{b \kappa (\kappa + \beta \sigma) \alpha_b}{\beta (\alpha_x + \kappa^2)} b_t + \frac{\alpha_x}{\alpha_x + \kappa^2} u_t, \quad (\text{П2.1})$$

$$x_t = \frac{\kappa (1-\psi-\beta)}{\alpha_x + \kappa^2} E_t \pi_{t+1} + \frac{\alpha_x (1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2} E_t x_{t+1} + \frac{b (\kappa + \beta \sigma) \alpha_b}{\beta (\alpha_x + \kappa^2)} b_t - \frac{\kappa}{\alpha_x + \kappa^2} u_t, \quad (\text{П2.2})$$

$$r_t = \left(1 - \sigma \frac{\kappa (1-\psi-\beta)}{\alpha_x + \kappa^2}\right) E_t \pi_{t+1} + \sigma \left(1 - \frac{\alpha_x (1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2}\right) E_t x_{t+1} - \sigma \frac{b (\beta \sigma + \kappa) \alpha_b}{\beta (\alpha_x + \kappa^2)} b_t + \frac{\sigma \kappa}{\alpha_x + \kappa^2} u_t + \sigma \varepsilon_t. \quad (\text{П2.3})$$

Подставив оптимальное правило (П2.3) в (1)–(3), получаем следующую систему:

$$y_t = A_1 E_t y_{t+1} + D_1 \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, \quad (\text{П2.4})$$

где $y_t = [x_t, \pi_t, b_{t-1}]$,

$$A_1 = \begin{bmatrix} 1 - \frac{\delta_x}{\sigma} & \frac{1-\delta_\pi}{\sigma} & -\frac{\delta_b}{\sigma} \\ \kappa \left(1 - \frac{\delta_x}{\sigma}\right) & \beta + \kappa \left(\frac{1-\delta_\pi}{\sigma}\right) & -\kappa \frac{\delta_b}{\sigma} \\ \frac{b \left(\kappa \left(1 - \frac{\delta_x}{\sigma}\right) - \beta \delta_x\right)}{1-\psi} & \frac{b \left(\beta + \kappa \left(\frac{1-\delta_\pi}{\sigma}\right) - \beta \delta_\pi\right)}{1-\psi} & \frac{\beta - b \delta_b \left(\frac{\kappa}{\sigma} + \beta\right)}{1-\psi} \end{bmatrix},$$

$$D_1 = \begin{bmatrix} -\frac{\delta_u}{\sigma} & \frac{b \left(1 - \kappa \frac{\delta_\varepsilon}{\sigma} - \beta \delta_\varepsilon\right)}{1-\psi} \\ 1 - \kappa \frac{\delta_u}{\sigma} & \kappa \left(1 - \frac{\delta_\varepsilon}{\sigma}\right) \\ \frac{b \left(1 - \kappa \frac{\delta_u}{\sigma} - \beta \delta_u\right)}{1-\psi} & \frac{b \left(\kappa \left(1 - \frac{\delta_\varepsilon}{\sigma}\right) - \beta \delta_\varepsilon\right)}{1-\psi} \end{bmatrix},$$

$$\delta_\pi = 1 - \sigma \frac{\kappa(1-\psi-\beta)}{\alpha_x + \kappa^2}, \quad \delta_x = \sigma \left(1 - \frac{\alpha_x(1-\psi)}{\alpha_x + \kappa^2}\right), \quad \delta_b = -\sigma \frac{b(\beta\sigma + \kappa)\alpha_b}{\beta(\alpha_x + \kappa^2)},$$

$$\delta_u = \frac{\sigma\kappa}{\alpha_x + \kappa^2}, \quad \delta_\varepsilon = \sigma.$$

Перепишем (П2.4) следующим образом:

$$E_t y_{t+1} = A y_t + A D_1 \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, \quad (\text{П2.5})$$

где $A = A_1^{-1}$.

Матрица A может быть декомпозирована в виде $A = V D V^{-1}$, где D и V — матрицы собственных значений и собственных векторов матрицы A . Тогда система (П2.5) принимает вид:

$$E_t y_{t+1} = V \begin{bmatrix} e_1 & 0 & 0 \\ 0 & e_2 & 0 \\ 0 & 0 & e_3 \end{bmatrix} V^{-1} y_t + Z \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, \quad (\text{П2.6})$$

где $Z = V^{-1} A D_1$.

Перепишем систему (П2.6):

$$E_t Y_{t+1} = \begin{bmatrix} e_1 & 0 & 0 \\ 0 & e_2 & 0 \\ 0 & 0 & e_3 \end{bmatrix} Y_t + Z \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, \quad (\text{П2.7})$$

где $Y_t = (y_{1,t}; y_{2,t}; y_{3,t})^T = V^{-1}(x_t \pi_t b_{t-1})^T$.

Элементы Y_t можно записать как:

$$y_{1,t} = q_{11}x_t + q_{12}\pi_t + q_{13}b_{t-1},$$

$$y_{2,t} = q_{21}x_t + q_{22}\pi_t + q_{23}b_{t-1},$$

$$y_{3,t} = q_{31}x_t + q_{32}\pi_t + q_{33}b_{t-1},$$

где q_{ij} — элементы матрицы V^{-1} .

Система (П2.5) будет иметь единственное решение, если два собственных значения будут находиться за пределами единичного круга. Выполнение данного условия, в свою очередь, зависит от значений параметров бюджетной политики (ψ) и денежно-кредитной политики (α_x, α_b). Отметим, что e_1 при любых коэффициентах находится за пределами единичного круга. В таком случае связывающими для экономики будут первое и второе (третье) уравнения системы (П2.7). Запишем их в виде:

$$y_{1,t} = \frac{1}{e_1} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{e_1}\right)^k (z_{11}\rho_u^k u_t + z_{12}\rho_\varepsilon^k \varepsilon_t) = \frac{z_{11}}{e_1 - \rho_u} u_t + \frac{z_{12}}{e_1 - \rho_\varepsilon} \varepsilon_t,$$

$$y_{i,t} = \frac{1}{e_i} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{e_i}\right)^k (z_{i1}\rho_u^k u_t + z_{i2}\rho_\varepsilon^k \varepsilon_t) = \frac{z_{i1}}{e_i - \rho_u} u_t + \frac{z_{i2}}{e_i - \rho_\varepsilon} \varepsilon_t.$$

Тогда система (П2.7) принимает вид:

$$\begin{aligned}x_t &= -\frac{q_{12}}{q_{11}}\pi_t - \frac{q_{13}}{q_{11}}b_{t-1} + \frac{z_{11}}{q_{11}(e_1-\rho_u)}u_t + \frac{z_{12}}{q_{11}(e_1-\rho_\varepsilon)}\varepsilon_t, \\x_t &= -\frac{q_{i2}}{q_{i1}}\pi_t - \frac{q_{i3}}{q_{i1}}b_{t-1} + \frac{z_{i1}}{q_{i1}(e_i-\rho_u)}u_t + \frac{z_{i2}}{q_{i1}(e_i-\rho_\varepsilon)}\varepsilon_t.\end{aligned}$$

Перепишем систему выше в виде:

$$\begin{aligned}x_t &= -Q_{11}\pi_t - Q_{12}b_{t-1} + Q_{13}u_t + Q_{14}\varepsilon_t, \\x_t &= -Q_{i1}\pi_t - Q_{i2}b_{t-1} + Q_{i3}u_t + Q_{i4}\varepsilon_t.\end{aligned}$$

Тогда решением для π_t и x_t будет:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \frac{Q_{12}-Q_{i2}}{Q_{i1}-Q_{11}}b_{t-1} + \frac{Q_{i3}-Q_{13}}{Q_{i1}-Q_{11}}u_t + \frac{Q_{i4}-Q_{14}}{Q_{i1}-Q_{11}}\varepsilon_t, \\x_t &= -\frac{Q_{12}(Q_{i1}-Q_{11})+Q_{11}(Q_{12}-Q_{i2})}{Q_{i1}-Q_{11}}b_{t-1} + \\&+ \frac{Q_{13}(Q_{i1}-Q_{11})-Q_{11}(Q_{i3}-Q_{13})}{Q_{i1}-Q_{11}}u_t + \frac{Q_{14}(Q_{i1}-Q_{11})-Q_{11}(Q_{i4}-Q_{14})}{Q_{i1}-Q_{11}}\varepsilon_t.\end{aligned}$$

Литература

1. Горюнов Е. Л., Дробышевский С. М., Кудрин А. Л., Трунин П. В. Причины и уроки ускорения глобальной инфляции // Вопросы экономики. 2023. № 7. С. 5–34. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-7-5-34.
2. Ascari G., Florio F., Gobbi A. Price Level Targeting Under Fiscal Dominance // Journal of International Money and Finance. 2023. Vol. 137. No 102876. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2023.102876.
3. Bhattarai S., Lee J. W., Park W. Y. Inflation Dynamics: The Role of Public Debt and Policy Regimes // Journal of Monetary Economics. 2014. Vol. 67. P. 93–108. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2014.07.004.
4. Calomiris C. W. Fiscal Dominance and the Return of Zero-Interest Bank Reserve Requirements // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 2023. Vol. 105. No 4. P. 223–233. DOI:10.20955/r.105.223-33.
5. Cevik S., Miryugin F. It's Never Different: Fiscal Policy Shocks and Inflation. Warsaw: International Monetary Fund. Working Paper No 23/98. 2023.
6. Clarida R., Gali J., Gertler M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective // Journal of Economic Literature. 1999. Vol. 37. No 2. P. 1661–1707. DOI: 10.1257/jel.37.4.1661.
7. Cochrane J. H. The Fiscal Theory of the Price Level. Princeton: Princeton University Press, 2023.
8. Davig T., Leeper E. M. Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus // European Economic Review. 2011. Vol. 55. No 2. P. 211–227. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2010.04.004.
9. Farmer R., Zabczyk P. A Requiem for the Fiscal Theory of the Price Level. Warsaw: International Monetary Fund. Working Paper No 19/219. 2019.
10. Haldane A. G., Read V. Monetary Policy Surprises and the Yield Curve. London: Bank of England. Working Paper No 106. 2000.

11. Kumhof M., Nunes R., Yakadina I. Simple Monetary Rules Under Fiscal Dominance // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2010. Vol. 42. No 1. P. 63–92. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2009.00278.x.
12. Leeper E. M. Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies // *Journal of Monetary Economics*. 1991. Vol. 1. No 27. P. 129–147. DOI:10.1016/0304-3932-(91)90007-B.
13. Sargent T. J., Wallace N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review. Vol. 5 (Fall). 1981. DOI: 10.21034/qv.531.
14. Sims C. A. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy // *Economic Theory*. 1994. Vol. 4. No 3. P. 381–399. DOI: 10.1007/BF01215378.
15. Thornton D. L. Monetary Policy Transparency: Transparent About What? // *Manchester School*. 2003. Vol. 71. No 5. P. 478–497. DOI: 10.1111/1467-9957.00363.
16. Woodford M. Fiscal Requirements for Price Stability // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2001. Vol. 33. No 3. P. 669–728. DOI: 10.3386/w8072.
17. Woodford M. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press, 2003.
18. Woodford M. Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-In-Advance Economy // *Economic Theory*. 1994. Vol. 4. P. 345–380. DOI: 10.1007/BF01215377.

References

1. Goryunov E. L., Drobyshevskiy S. M., Kudrin A. L., Trunin P. V. Prichiny i uroki uskoreniya global'noy inflatsii [Causes and Lessons of Accelerating Global Inflation]. *Voprosy ekonomiki*, 2023, no. 7, pp. 5–34. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-7-5-34. (In Russ.)
2. Ascari G., Florio F., Gobbi A. Price Level Targeting under Fiscal Dominance. *Journal of International Money and Finance*, 2023, vol. 137, no. 102876. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2023.102876.
3. Bhattacharai S., Lee J. W., Park W. Y. Inflation Dynamics: The Role of Public Debt and Policy Regimes. *Journal of Monetary Economics*, 2014, vol. 67, pp. 93–108. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2014.07.004.
4. Calomiris C. W. Fiscal Dominance and the Return of Zero-Interest Bank Reserve Requirements. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2023, vol. 105, no. 4, pp. 223–233. DOI:10.20955/r.105.223-33.
5. Cevik S., Miryugin F. It's Never Different: Fiscal Policy Shocks and Inflation. Warsaw, *International Monetary Fund*, Working Paper no. 23/98, 2023.
6. Clarida R., Gali J., Gertler M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 1999, vol. 37, no. 2, pp. 1661–1707. DOI: 10.1257/jel.37.4.1661.
7. Cochrane J. H. *The Fiscal Theory of the Price Level*. Princeton, Princeton University Press, 2023.
8. Davig T., Leeper E. M. Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus. *European Economic Review*, 2011, vol. 55, no. 2, pp. 211–227. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2010.04.004.
9. Farmer R., Zabczyk P. A Requiem for the Fiscal Theory of the Price Level. Warsaw, *International Monetary Fund*, Working Paper no. 19/219, 2019.
10. Haldane A. G., Read V. Monetary Policy Surprises and the Yield Curve. London, *Bank of England*, Working Paper no. 106, 2000.
11. Kumhof M., Nunes R., Yakadina I. Simple Monetary Rules Under Fiscal Dominance. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, vol. 42, no. 1, pp. 63–92. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2009.00278.x.
12. Leeper E. M. Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, 1991, vol. 1, no. 27, pp. 129–147. DOI:10.1016/0304-3932(91)90007-B.

13. Sargent T. J., Wallace N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Minneapolis, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, Quarterly Review, vol. 5 (Fall), 1981. DOI: 10.21034/qv.531.
14. Sims C. A. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. *Economic Theory*, 1994, vol. 4, no. 3, pp. 381-399. DOI: 10.1007/BF01215378.
15. Thornton D. L. Monetary Policy Transparency: Transparent About What? *Manchester School*, 2003, vol. 71, no. 5, pp. 478-497. DOI: 10.1111/1467-9957.00363.
16. Woodford M. Fiscal Requirements for Price Stability. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2001, vol. 33, no. 3, pp. 669-728. DOI: 10.3386/w8072.
17. Woodford M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, Princeton University Press, 2003.
18. Woodford M. Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-In-Advance Economy. *Economic Theory*, 1994, vol. 4, pp. 345-380. DOI: 10.1007/BF01215377.

Бюджетная политика

Анализ фискальных мультипликаторов для российской экономики на основе DSGE-модели с предпочтениями Яймовича и Ребело

Андрей Владимирович Полбин

ORCID: 0000-0003-4683-8194

Кандидат экономических наук, заведующий лабораторией математического моделирования экономических процессов, Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (РФ, 125993, Москва, Газетный пер., 3–5, стр. 1); ведущий научный сотрудник, Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации (РФ, 125167, Москва, Ленинградский пр., 49/2)
E-mail: apolbin@gmail.com

Аннотация

В настоящей работе предлагается новая спецификация DSGE-модели для российской экономики, в которой функция полезности рикардианских домохозяйств описывается с помощью предпочтений Яймовича и Ребело, позволяющих снизить влияние эффекта дохода на предложение труда. Наряду с рикардианскими домохозяйствами в модели также рассматриваются нерикардианские, потребляющие весь свой текущий доход. В предлагаемой DSGE-модели малой открытой экономики рассматриваются два производственных сектора: внутренне ориентированный и экспортный. Модель реалистично откалибрована и предназначена для качественного анализа различий в фискальных мультипликаторах в разных условиях функционирования экономики, для изучения влияния различных вариантов функции полезности на трансмиссию фискальной политики. Для получения более точных оценок фискальных мультипликаторов требуется более детальная эконометрическая оценка параметров модели. В работе показывается, что в условиях свободного движения капитала для госрасходов на конечное потребление товаров и услуг наблюдаются мультипликаторы больше единицы, если увеличение госрасходов имеет кратковременный характер (один-два квартала) или центральный банк проводит стимулирующую денежно-кредитную политику в ответ на фискальный шок. Для государственных инвестиций и трансфертов мультипликаторы систематически оказываются меньше единицы, поскольку существенная доля этих расходов направляется на импорт. При жестких ограничениях на движение капитала ситуация меняется кардинальным образом: значения мультипликаторов по всем рассмотренным видам государственных расходов при их увеличении на один год оказываются в окрестности 1,5. Однако сильная реакция ВВП на шоки госрасходов оказывается сопряжена с серьезными инфляционными последствиями. Таким образом, высокую инфляцию и быстрое восстановление ВВП с некоторыми признаками перегрева в последние годы можно связать со стимулирующей фискальной политикой в условиях ограничений на движение капитала.

Ключевые слова: фискальные мультипликаторы, DSGE-модель, государственные инвестиции, ВВП, потребление, инфляция.

JEL: E10, E20, E30, E40, E50, E60.

Исследование выполнено за счет бюджетных средств по государственному заданию Финансового университета при Правительстве Российской Федерации.

Fiscal Policy

Analyzing Fiscal Multipliers in the Russian Federation Using a DSGE Model With Jaimovich-Rebelo Preferences

Andrey V. Polbin

ORCID: 0000-0003-4683-8194

Cand. Sci. (Econ.), Head of the Laboratory for Mathematical Modeling of Economic Processes, Gaidar Institute for Economic Policy;^a Lead Researcher, Financial University Under the Government of the Russian Federation,^b e-mail: apolbin@gmail.com

^a 3–5, Gazetnyy per., Moscow, 125993, Russian Federation

^b 49/2, Leningradskiy pr., Moscow, 125167, Russian Federation

Abstract

This paper proposes a DSGE model for the Russian economy with a new specification in which the utility function of Ricardian households is described using Jaimovich-Rebelo preferences to reduce the impact of the income effect on labor supply. Along with Ricardian households, the model also considers non-Ricardian households that consume all their current income. The DSGE model depicts a small open economy that consists of two production sectors: domestic and export. The model is realistically calibrated and provides a qualitative analysis of differences in fiscal multipliers under varying conditions for the economy's functioning in order to identify the impact of different versions of the utility function on the transmission of fiscal policy. Further econometric assessment of the model's parameters would be required to obtain more accurate estimates of the fiscal multipliers. The conclusion is that, under free flow of capital, government spending on final consumption of goods and services results in multipliers greater than one if the increase in government spending is short-term (1 to 2 quarters), or if the central bank responds to a fiscal shock with monetary stimulus. For public investment and transfers, the multipliers are systematically less than one because much of this expenditure is spent on imports. With strict limits on the movement of capital, the situation changes dramatically; the multipliers for all the types of government spending considered when an increase in it is sustained for one year comes to about 1.5. However, a strong GDP response to government spending shocks typically has serious inflationary consequences. Therefore, the high inflation and rapid recovery of GDP with some signs of overheating observed in recent years can be qualitatively attributed to an expansive fiscal policy in the presence of restrictions on the movement of capital.

Keywords: fiscal multipliers, DSGE model, public investment, GDP, consumption, inflation.

JEL: E10, E20, E30, E40, E50, E60.

Acknowledgements

The article is based on research underwritten by budgetary funds under a state assignment to the Financial University Under the Government of the Russian Federation.

Введение

При выработке эффективных мер экономической политики по стимулированию экономической активности или, наоборот, для оценки последствий фискальной консолидации необходимо понимать эффективность альтернативных мер бюджетно-налоговой политики, которые, как правило, измеряются на основе фискальных мультипликаторов. В качестве наиболее популярных подходов оценки величины фискальных мультипликаторов можно выделить модели векторной авторегрессии [Blanchard, Perotti, 2002; Karamysheva, 2022; Mountford, Uhlig, 2009] и динамические стохастические модели общего равновесия [Christiano et al., 2011; Coenen et al., 2012; Galí et al., 2007]. Оба подхода имеют свои достоинства и недостатки. Модели векторных авторегрессий в большей мере опираются на статистические данные при оценивании фискальных мультипликаторов — и здесь возникают проблемы недостатка наблюдений для оценивания, для идентификации шоков фискальной политики, неустойчивости кросс-корреляционных взаимосвязей при изменении режима экономической политики (так называемая критика Лукаса [Lucas, 1976]), а DSGE-модели опираются на экономическую теорию — здесь основная критика состоит в том, что при построении DSGE-моделей закладывается достаточно много теоретических предпосылок, которые могут не в полной мере отражать происходящие процессы в экономике. Однако эти два подхода сложно назвать конкурирующими, в современной литературе они скорее дополняют друг друга.

В отечественных публикациях по анализу фискальных мультипликаторов значительно чаще встречаются работы с использованием векторных авторегрессий (см., например, [Власов, Дерюгина, 2018; Вотинов, Станкевич, 2017; Завьялов и др., 2015; Зяблицкий, 2018; Иванова, Каменских, 2011; Кудрин, Кнобель, 2017]). Литература по изучению фискальной политики в России на основе DSGE-подхода не столь обширна. Оценки влияния шоков государственных расходов на российскую экономику наряду с изучением воздействия прочих макроэкономических шоков проводились в работах [Вотинов, Елкина, 2018; Вотинов и др., 2023; Dubrovskaya et al., 2022; Votinov et al., 2023]. Анализу эффективности альтернативных бюджетных правил посвящено исследование [Андреев, 2022]. Обычно оценки фискальных мультипликаторов для российской экономики оказываются меньше единицы. Настоящая статья дополняет названные публикации рассмотрением новой спецификации DSGE-модели для российской экономики с функцией полезностей для домохозяйств,

предложенной в работе [Jaimovich, Rebelo, 2009], а также анализом фискальных мультипликаторов в условиях ограничений на движение капитала.

1. Спецификация DSGE-модели для российской экономики

Предлагаемая в настоящем исследовании DSGE-модель для российской экономики представляет собой модель малой открытой экономики с двумя производственными секторами: внутренне ориентированным, описывающим на агрегированном уровне производство всех товаров и услуг, направляемых на потребление внутри отечественной экономики (в том числе потребление сырьевых товаров), и экспортным. Процесс производства в двух рассматриваемых секторах экономики описывается с помощью производственной функции Кобба — Дугласа с использованием труда, частного капитала и государственного капитала (инфраструктура). В модели различаются два типа домохозяйств — рикардианские и нерикардианские. Первые принимают решения о потреблении, сбережениях и других целевых переменных на основе максимизации дисконтированного потока полезностей от потребления и досуга. Вторые потребляют весь свой текущий доход.

В настоящей работе для описания поведения рикардианских домохозяйств используется функция предпочтений из работы Нира Яймовича и Сержио Ребело [Jaimovich, Rebelo, 2009], дополненная привычками в потреблении согласно спецификации из работы [Holden et al., 2018]. Насколько известно автору, функция предпочтений Яймовича и Ребело при разработке DSGE-моделей для российской экономики используется впервые. Предпочтения из [Jaimovich, Rebelo, 2009] обобщают предпочтения с наличием эффекта дохода на предложение труда Роберта Кинга, Чарльза Плоссера и Сержио Ребело из [King et al., 1988] и предпочтения без эффекта дохода на предложение труда Джереми Гринвуда, Цви Херковица и Грегори Хафмана из [Greenwood et al., 1988]. Предпочтения из работы [Jaimovich, Rebelo, 2009] позволяют варьировать степень влияния эффекта дохода на предложения труда.

Как показывают зарубежные исследования, при ослаблении эффекта дохода между потреблением и трудом возникает определенная степень комплементарности, что позволяет добиться увеличения потребления из-за роста текущего трудового дохода в связи с расширением спроса на товары и услуги со стороны государства и нивелировать негативный эффект богатства для

рикардианских домохозяйств в случае долгового финансирования из-за ожидаемого повышения налогов в отдаленном будущем [Bilbiie, 2011; Monacelli, Perotti, 2008]. Это, в свою очередь, позволяет получить мультипликаторы госрасходов по величине больше единицы, что согласуется с эмпирическими исследованиями, когда при использовании предпочтений [King et al., 1988] фискальный мультипликатор, как правило, получается по величине меньше единицы.

В настоящей работе предполагается наличие континуума рикардианских домохозяйств, индексируемых $\tau \in [0, 1]$, что необходимо для формализации процесса не абсолютно гибкой подстройки номинальных заработных плат к макроэкономическим шокам за счет введения в модель монополистической конкуренции на рынке труда и квадратичных издержек изменения ставки номинальной заработной платы, а также для формализации наличия «внешних» привычек в потреблении.

Домохозяйства максимизируют свою полезность, которая записывается в виде следующего выражения:

$$U_t^R(\tau) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \log \left((C_{t+s}^R(\tau) - H_{t+s}) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_{t+s}^R(\tau))^{1+\sigma_L} X_{t+s}(\tau) \right), \quad (1)$$

где $U_t^R(\tau)$ — полезность рикардианских домохозяйств в момент времени t , E_t — условное матожидание, β — дисконт, $C_t^R(\tau)$ — потребление рикардианскими домохозяйствами товаров и услуг, $H_t = hC_{t-1}^R = h \int_0^1 C_{t-1}^R(\tau) d\tau$ — «внешние» привычки в потреблении рикардианских домохозяйств, $L_t^R(\tau)$ — отработанные часы рикардианских домохозяйств, σ_L — параметр, характеризующий эластичность предложения труда.

Показатель $X_t(\tau)$ определяется как среднее геометрическое взвешенное своего значения в предыдущий момент времени и потребления в текущий момент времени за вычетом привычек в потреблении:

$$X_t(\tau) = (X_{t-1}(\tau))^{1-\gamma} (C_t^R(\tau) - H_t)^\gamma; \gamma \in [0, 1]. \quad (2)$$

По мере приближения параметра γ , определяющего вес потребления в уравнении (2), к нулю данные предпочтения приближаются к предпочтениям Гринвуда, Херковица и Хафмана [Greenwood et al., 1988] без эффекта дохода на предложение труда. Если же γ стремится к единице, то предпочтения Яймовича и Ребело [Jaimovich, Rebelo, 2009] приближаются к предпочтениям Кинга, Плоссера и Ребело [King et al., 1988] с наличием эффекта дохода на предложение труда.

Бюджетное ограничение домохозяйства записывается в виде:

$$\begin{aligned}
 & (1 + \tau_t^c) C_t^R(\tau) + I_t^d(\tau) + I_t^e(\tau) + \frac{B_t(\tau)}{P_t} + \frac{S_t B_t^*(\tau)}{P_t} = \\
 & = (1 - \tau_t^{wh}) \frac{W_t(\tau)}{P_t} L_t^R(\tau) + \left((1 - \tau_t^K) \frac{R_t^d}{P_t} u_t^d(\tau) + \delta \tau_t^K \right) K_t^d(\tau) + \\
 & + \left((1 - \tau_t^K) \frac{R_t^e}{P_t} + \delta \tau_t^K \right) K_t^e(\tau) + \frac{T_t^R(\tau)}{P_t} + \frac{R_{t-1} B_{t-1}(\tau)}{P_t} + \\
 & + \frac{S_t R_{t-1}^* B_{t-1}^*(\tau)}{P_t} + \frac{Pr_t(\tau)}{P_t} - \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t(\tau)}{W_{t-1}(\tau)} - \bar{\pi}^w \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t} - \\
 & - \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u (u_t^d(\tau) - 1)} - 1 \right) K_t^d(\tau),
 \end{aligned} \tag{3}$$

где τ_t^c — ставка НДС, $I_t^d(\tau)$ — инвестиции во внутренний сектор, $I_t^e(\tau)$ — инвестиции в экспортный сектор, $B_t(\tau)$ — внутреннее облигации, $B_t^*(\tau)$ — внешние облигации, S_t — номинальный обменный курс, P_t — цены товаров конечного потребления на внутреннем рынке, τ_t^{wh} — ставка налога на доходы физических лиц, $W_t(\tau)$ — заработная плата, τ_t^K — ставка налога на прибыль, δ — норма выбытия капитала, $K_t^d(\tau)$ — капитал для внутреннего сектора, $K_t^e(\tau)$ — капитал для экспортного сектора, $u_t^d(\tau)$ — загрузка капитала внутренне ориентированного сектора, R_t^d — рентная цена капитала во внутреннем секторе, R_t^e — рентная цена капитала в экспортном секторе, $T_t^R(\tau)$ — паушальные трансферты со стороны государства рикарданским домохозяйствам, R_t — валовая доходность отечественных облигаций, R_t^* — валовая доходность иностранных облигаций, $Pr_t(\tau)$ — прибыль фирм,

$\frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t(\tau)}{W_{t-1}(\tau)} - \bar{\pi}^w \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t}$ и $\frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u (u_t^d(\tau) - 1)} - 1 \right)$ — реальные квадратичные издержки изменения заработной платы и реальные издержки, связанные с загрузкой единицы капитала, $\bar{\pi}^w$ — долгосрочный темп роста номинальных заработных плат.

Дополнительными ограничениями в оптимизационной задаче рикарданских домохозяйств выступают два уравнения на динамику капитала для секторов, индексируемых как $\Xi \in \{d, e\}$, с квадратичными издержками изменения инвестиций:

$$K_{t+1}^\Xi(\tau) = (1 - \delta) K_t^\Xi(\tau) + I_t^\Xi(\tau) \left(1 - \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t^\Xi(\tau)}{I_{t-1}^\Xi(\tau)} - 1 \right)^2 \right). \tag{4}$$

Последним ограничением в оптимизационной задаче домохозяйства является функция спроса на труд:

$$L_t^R(\tau) = \left(\frac{W_t(\tau)}{W_t} \right)^{-\eta_w} L_t^R, \quad (5)$$

где $L_t^R = \left[\int_0^1 (L_t^R(\tau))^{\frac{(\eta_w-1)/\eta_w}{\eta_w}} d\tau \right]^{\eta_w/(\eta_w-1)}$ и $W_t = \left[\int_0^1 (W_t(\tau))^{1-\eta_w} d\tau \right]^{\frac{1}{1-\eta_w}}$ — совокупный труд, определяемый с помощью агрегатора Диксита — Стиглица, и агрегированная ставка заработной платы, η_w — эластичность замещения между отдельными единицами труда домохозяйств.

Поскольку уравнение спроса на труд является простым, подставим его сразу в функцию полезности и бюджетное ограничение, что позволяет избавиться от одного ограничения. Далее проведем максимизацию функции (1) при ограничениях (2)–(4) методом Лагранжа и найдем условия первого порядка. Поскольку в симметричном равновесии у рикардианских домохозяйств решения будут идентичны, запишем далее динамические уравнения модели, которые следуют из условий оптимальности, без индекса τ по домохозяйствам. Уравнение оптимального выбора потребления принимает вид:

$$\Lambda_t(1 + \tau_t^C) = \frac{1}{(C_t^R - H_t) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_t^R)^{1 + \sigma_L} X_t} + \mu_t \gamma (X_{t-1})^{1-\gamma} (C_t^R - H_t)^{\gamma-1}, \quad (6)$$

где Λ_t — множитель Лагранжа при бюджетном ограничении (3), μ_t — множитель Лагранжа при ограничении (2).

Условие оптимальности по переменной X_t :

$$\begin{aligned} & \frac{\frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_t^R)^{1 + \sigma_L}}{(C_t^R - H_t) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_t^R)^{1 + \sigma_L} X_t} + \mu_t = \\ & = \beta(1 - \gamma)(X_t)^{-\gamma} E_t \left[(C_{t+1}^R - H_{t+1})^\gamma \mu_{t+1} \right]. \end{aligned} \quad (7)$$

Условия оптимальности по отечественным и зарубежным облигациям:

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right], \quad (8)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{R_t^*}{\pi_{t+1}} \frac{S_{t+1}}{S_t} \right], \quad (9)$$

где $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ — темп роста цен.

Из условия оптимальности для ставки заработной платы получаем следующее динамическое уравнение для заработных плат:

$$\begin{aligned} & \frac{P_t}{W_t} \frac{\theta \eta_W L_t^{\sigma_L} X_t}{(C_t^R - H_t) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_t^R)^{1 + \sigma_L} X_t} - \\ & - \Lambda_t (\eta_W - 1) (1 - \tau_t^{Wh}) - \psi_W \Lambda_t \frac{W_t}{W_{t-1}} \left(\frac{W_t}{W_{t-1}} - \bar{\pi}^W \right) + \\ & + \beta \psi_W E_t \left[\Lambda_{t+1} \left(\frac{W_{t+1}}{W_t} \right)^2 \left(\frac{W_{t+1}}{W_t} - \bar{\pi}^W \right) \frac{L_{t+1}}{L_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 0. \end{aligned} \quad (10)$$

Динамические уравнения для инвестиций в двух секторах записываются в следующем виде:

$$\begin{aligned} & Q_t^\Xi \varphi \left(\frac{I_t^\Xi}{I_{t-1}^\Xi} - 1 \right) \frac{I_t^\Xi}{I_{t-1}^\Xi} - \beta E_t \left[Q_{t+1}^\Xi \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \varphi \left(\frac{I_{t+1}^\Xi}{I_t^\Xi} - 1 \right) \left(\frac{I_{t+1}^\Xi}{I_t^\Xi} \right)^2 \right] + 1 = \\ & = Q_t^\Xi \left(1 - \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t^\Xi}{I_{t-1}^\Xi} - 1 \right)^2 \right), \end{aligned} \quad (11)$$

где Q_t^Ξ , $\Xi \in \{d, e\}$ — множители Лагранжа при ограничениях на динамику капитала, деленные на множитель Лагранжа Λ_t .

Из условий оптимального выбора капитала получаем следующие динамические уравнения:

$$\begin{aligned} Q_t^d = E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left(Q_{t+1}^d (1 - \delta) + (1 - \tau_{t+1}^K) \frac{R_{t+1}^d}{P_{t+1}} u_{t+1}^d + \right. \right. \\ \left. \left. + \delta \tau_{t+1}^K - \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u (u_{t+1}^d - 1)} - 1 \right) \right) \right], \end{aligned} \quad (12)$$

$$Q_t^e = E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left(Q_{t+1}^e (1 - \delta) + (1 - \tau_{t+1}^K) \frac{R_{t+1}^e}{P_{t+1}} + \delta \tau_{t+1}^K \right) \right]. \quad (13)$$

Уровень оптимальной загрузки капитала определяется из выражения:

$$(1 - \tau_t^K) \frac{R_t^d}{P_t} = \chi e^{\psi_u (u_t^d - 1)}. \quad (14)$$

Нерикардианские домохозяйства потребляют весь свой текущий располагаемый доход:

$$(1 + \tau_t^c) C_t^{NR} = (1 - \tau_t^{wh}) \frac{W_t}{P_t} L_t^{NR} + \frac{T_t^{NR}}{P_t}, \quad (15)$$

где C_t^{NR} — потребление нерикардианских домохозяйств, L_t^{NR} — труд нерикардианских домохозяйств, T_t^{NR} — трансферты нерикардианским домохозяйствам.

Также предполагается, что нерикардианские домохозяйства копируют поведение рикардианских домохозяйств на рынке труда и трудятся с той же интенсивностью и с той же заработной платой.

Перейдем к описанию задачи фирм. Предполагается, что рынок производства товаров внутреннего сектора является монополистическим и на нем действует непрерывное множество фирм, индексирuемых $i \in [0, 1]$. Выпуск каждой фирмы описывается на основе функции Кобба — Дугласа:

$$Y_t^d(i) = A_t (\tilde{K}_t^d(i))^\alpha (L_t^d(i))^{1-\alpha} (K_t^G)^\kappa, \quad (16)$$

где $Y_t^d(i)$ — выпуск товаров для внутреннего потребления, $\tilde{K}_t^d(i)$ — объем загруженного капитала, используемый в производстве, $L_t^d(i)$ — объем труда, используемого в производстве, A_t — уровень совокупной факторной производительности (далее — СФП), K_t^G — государственный капитал, α — эластичность выпуска по частному капиталу, κ — эластичность выпуска по государственному капиталу.

В целом предлагаемая в настоящей работе спецификация модели обладает свойством наличия сбалансированной траектории роста, и для логарифма СФП можно ввести детерминированный или стохастический тренд (как и для условий торговли), по этой причине реальные переменные модели будут демонстрировать устойчивый сбалансированный рост, а темпы роста реальных переменных будут стационарны. Тогда для приведения модели к стационарному виду необходимо провести определенную нормировку эндогенных переменных на СФП и условия торговли по аналогии с работой [Полбин, 2017]. Однако поскольку трендовый рост не является предметом настоящего анализа, для простоты будем рассматривать равновесие без экономического роста и в рамках численного имитационного анализа проанализируем лишь одномоментное перманентное увеличение СФП в рамках перехода из одного устойчивого равновесия в другое устойчивое равновесие в концепции совершенного предвидения. Данный под-

ход также позволит наиболее близко (в рамках одного и того же начального долгосрочного равновесия) сопоставить результаты со спецификацией предпочтений [Greenwood et al., 1988], которые не обеспечивают наличие траектории сбалансированного роста. В будущих исследованиях при непосредственной спецификации стохастического процесса для СФП предложенная модель может послужить инструментом для анализа факторов делового цикла российской экономики и для прогнозирования.

В настоящей модели будем предполагать, что государственный капитал является некоторым общественным благом, увеличивающим производительность всех фирм всех секторов одновременно. Фирмы арендуют капитал на рынке по ставке R_t^d , труд нанимается по ставке W_t , также фирмы выплачивают государству страховые взносы на труд по ставке τ_t^{wf} . Задача минимизации издержек производства заданного объема товаров и услуг приводит к следующему оптимальному соотношению между трудом и капиталом:

$$\frac{\tilde{K}_t^d(i)}{L_t^d(i)} = \frac{(1 + \tau_t^{wf})W_t}{R_t^d} \frac{\alpha}{1 - \alpha}. \quad (17)$$

Также из этой задачи минимизации издержек можно получить выражение для величины предельных издержек:

$$MC_t(i) = MC_t = \frac{((1 + \tau_t^{wf})W_t)^{1-\alpha} (R_t^d)^\alpha}{A_t (K_t^G)^\kappa (1 - \alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha}. \quad (18)$$

В рамках предположении о том, что рынок товаров внутренне ориентированного сектора является монополистическим, вводим следующую функцию спроса на товар отдельной фирмы:

$$Y_t^d(i) = \left(\frac{P_t^d(i)}{P_t^d} \right)^{-\eta_d} Y_t^d, \quad (19)$$

где $P_t^d(i)$ — цена товара отдельно взятой фирмы, η_d — эластичность замещения между товарами монополистических фирм,

$Y_t^d = \left[\int_0^1 (Y_t^d(i))^{\frac{(\eta_d-1)}{\eta_d}} di \right]^{\eta_d/(\eta_d-1)}$ и $P_t^d = \left[\int_0^1 (P_t^d(i))^{1-\eta_d} di \right]^{\frac{1}{1-\eta_d}}$ — агрегаторы Диксита — Стиглица по товарам монополистических фирм, определяющих агрегированный выпуск внутренне ориентированного сектора и агрегированный индекс цен товаров внутренне ориентированного сектора.

Траектория цен отдельной фирмой определяется в рамках максимизации своей стоимости:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}} (1 - \tau_{t+s}^K) \left[(P_{t+s}^d(i) - MC_{t+s}) Y_{t+s}^d(i) - \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_{t+s}^d(i)}{P_{t+s-1}^d(i)} - \bar{\pi} \right)^2 P_{t+s}^d Y_{t+s}^d \right], \quad (20)$$

где $\beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}}$ — стохастический дисконт-фактор, $\frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_t^d(i)}{P_{t-1}^d(i)} - \bar{\pi} \right)^2 P_t^d Y_t^d$ — квадратичные издержки изменения цен, $\bar{\pi}$ — долгосрочный темп роста цен, ψ_d — параметр, характеризующий степень жесткости цен товаров внутренне ориентированного сектора.

Решив оптимизационную задачу фирм, а также приняв во внимание, что в симметричном равновесии $P_t^d(i) = P_t^d$, получим следующее уравнение динамики цен:

$$(1 - \eta_d) Y_t^d + \eta_d \frac{MC_t}{P_t^d} Y_t^d - \psi_d \frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - \bar{\pi} \right) Y_t^d + \psi_d E_t \left[\beta \frac{1 - \tau_{t+1}^K}{1 - \tau_t^K} \frac{\Lambda_{t+1} P_t}{\Lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} - \bar{\pi} \right) Y_{t+1}^d \right] = 0. \quad (21)$$

В модель также вводится рынок монополистической конкуренции для фирм-импортеров, чтобы описать эффект неполного переноса курса в цены. Задача фирм-импортеров близка к задаче фирм внутренне ориентированного сектора за исключением того, что предельные издержки импортеров равны произведению номинального обменного курса S_t на индекс импортных цен P_t^{*M} на мировом рынке. Соответственно, опуская промежуточные выкладки, можем записать уравнение динамики цен импортных товаров на внутреннем рынке в следующем виде:

$$(1 - \eta_M) M_t + \eta_M \frac{P_t^{*M} S_t}{P_t^M} M_t - \psi_M \frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - \bar{\pi} \right) M_t + \psi_M E_t \left[\beta \frac{1 - \tau_{t+1}^K}{1 - \tau_t^K} \frac{\Lambda_{t+1} P_t}{\Lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} - \bar{\pi} \right) M_{t+1} \right] = 0, \quad (22)$$

где η_M — эластичность замещения между отдельными дифференцированными импортными товарами, M_t — агрегированный объем импорта, η_M — параметр, характеризующей степень жесткости импортных цен.

В случае сырьевого экспорта организацией производственного процесса занимается репрезентативная фирма, действующая на рынке совершенной конкуренции, воспринимающая цены на продукцию — $P_t^e = S_t P_t^{*e}$ — как заданные. Будем предполагать, что спрос на продукцию предприятий сырьевого экспорта абсолютно эластичен по цене, то есть P_t^{*e} задается на внешнем рынке. Таким образом, в соответствующей задаче фирмы издержки на изменение цен отсутствуют. Однако для экспортных секторов мы вводим издержки на изменение используемого труда в производстве с целью снизить излишне высокую эластичность выпуска экспортных секторов на изменение их цен. Таким образом, задача репрезентативной фирмы в экспортном несырьевом секторе заключается в максимизации своей стоимости, которая определяется выражением:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}} (1 - \tau_{t+s}^K) \left[\begin{aligned} & P_{t+s}^e A_{t+s} (K_{t+s}^e)^{\alpha} (L_{t+s}^e)^{1-\alpha} (K_{t+s}^G)^{\kappa} - R_{t+s}^e K_{t+s}^e - \\ & - (1 + \tau_{t+s}^{Wf}) W_{t+s} L_{t+s}^e - \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_{t+s}^e}{L_{t+s-1}^e} - 1 \right)^2 W_{t+s} L_{t+s}^e \end{aligned} \right], \quad (23)$$

где $\frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 W_t L_t^e$ — издержки изменения использования труда.

Условия оптимального выбора капитала и труда для репрезентативной фирмы этого сектора можно записать:

$$K_t^e R_t^e = \alpha P_t^e Y_t^e, \quad (24)$$

$$\begin{aligned} \frac{(1-\alpha)P_t^e Y_t^e}{P_t L_t^e} &= \frac{W_t}{P_t} \left(1 + \psi_L \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right) \frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} + \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 \right) - \\ &- E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \psi_L \left(\frac{L_{t+1}^e}{L_t^e} - 1 \right) \frac{W_{t+1}}{P_{t+1}} \left(\frac{L_{t+1}^e}{L_t^e} \right) \right]. \end{aligned} \quad (25)$$

В модели предполагается, что потребление домохозяйств и инвестиции формируются из импортных и отечественных товаров, которые являются несовершенными субститутами, для чего вводится индекс потребления J_t :

$$J_t = \frac{(M_t)^{\omega} (D_t)^{1-\omega}}{(\omega)^{\omega} (1-\omega)^{1-\omega}}, \quad (26)$$

где ω — доля импорта в функции Кобба — Дугласа, D_t — объем использования товаров внутренне ориентированного сектора при формировании корзины потребления J_t .

Из задачи минимизации расходов на формирование J_t находим следующий спрос на отдельные категории товаров:

$$P_t^M M_t = \omega P_t J_t, \quad (27)$$

$$P_t^d D_t = (1 - \omega) P_t J_t, \quad (28)$$

где $P_t = (P_t^M)^\omega (P_t^d)^{1-\omega}$.

Предполагается, что государственные расходы на конечное потребление задаются на экзогенном уровне $G_t = \bar{G}_t$, а также состоят только из товаров внутренне ориентированного сектора. Варьируя показатель $\bar{G}_t$, будем оценивать мультипликаторы государственных расходов. Равновесие на рынке товаров внутренне ориентированного сектора записывается в виде:

$$Y_t^d = G_t + D_t. \quad (29)$$

Будем предполагать, что все издержки, связанные с загрузкой капитала, изменением заработных плат, цен и отработанных часов, с точки зрения выполнения товарно-материального баланса формируют спрос на товары J_t . Тогда соответствующее равновесие на рынке можно записать в виде:

$$\begin{aligned} J_t = & \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u(u_t^d - 1)} - 1 \right) K_t^d + \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t}{W_{t-1}} - \bar{\pi}^w \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t} + \\ & + \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - \bar{\pi} \right)^2 \frac{P_t^d Y_t^d}{P_t} + \frac{\psi_M}{2} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - \bar{\pi} \right)^2 \frac{P_t^M Y_t^M}{P_t} + \\ & + \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 \frac{W_t L_t^e}{P_t} + C_t^R + C_t^{NR} + I_t^d + I_t^e + I_t^G, \end{aligned} \quad (30)$$

где I_t^G — инвестиции государственного сектора, которые приводят к накоплению государственного капитала согласно следующему выражению:

$$K_{t+1}^G = (1 - \delta) K_t^G + I_t^G. \quad (31)$$

Варьирование показателя I_t^G позволит проанализировать мультипликаторы государственных инвестиций.

Денежно-кредитная политика описывается с помощью правила Тейлора следующего вида:

$$\log\left(\frac{R_t}{\bar{R}}\right) = \rho_R \log\left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}}\right) + (1 - \rho_R) \alpha_\pi \log\left(\frac{E_t \pi_{t+s}}{\bar{\pi}}\right) + \alpha_{GDP} \log\left(\frac{GDP_t}{GDP_{ss}}\right), \quad (32)$$

где $\bar{R}$ — долгосрочные номинальные процентные ставки, $\bar{\pi}$ — таргетируемый центральным банком уровень темпа роста цен,

который в модели совпадает с долгосрочным темпом роста цен и номинальных заработных плат (в рамках рассматриваемой спецификации без экономического роста), GDR_{ss} — потенциальный уровень реального ВВП, GDP_t — текущий уровень реального ВВП, α_π — реакция ставки на инфляцию (текущую — при $s = 0$, ожидаемую — при $s > 0$), α_{GDP} — реакция ставки на ВВП, ρ_R — зависимость процентной ставки от своего лага.

Эффективность мультипликаторов бюджетно-налоговой политики будем анализировать при альтернативной параметризации правила (32), а также в режиме фиксированного номинального обменного курса рубля.

Уравнение на динамику внешних активов имеет вид:

$$B_t^* = (1 - \vartheta) P_t^* Y_t^e - p_t^{*M} M_t + R_{t-1}^* B_{t-1}^*, \quad (33)$$

где ϑ — изъятия из экспортных доходов (например, рентный платеж иностранным инвесторам).

Доходы государственного бюджета Rev_t складываются из налогов на труд (НДФЛ и страховых взносов), налогов на прибыль, налога на добавленную стоимость, доходов от налогообложения экспортных доходов от продажи нефти и газа. Накопление государственного долга $Debt_t$ осуществляется в рамках следующего динамического процесса:

$$Debt_t = R_{t-1} Debt_{t-1} + P_t^d G_t + P_t^I I_t^G + T_t^{NR} + T_t^R - Rev_t. \quad (34)$$

В свою очередь, для стабилизации государственного долга вводится инструментальное правило на совокупные трансферты:

$$T_t = (1 - \rho_T) \bar{T} + \rho_T T_{t-1} - \gamma_{Debt} \left(\frac{Debt_t}{nGDP_t} - debt_GDP_ratio \right), \quad (35)$$

где $\bar{T}$ — долгосрочный уровень трансфертов, $nGDP_t$ — номинальный ВВП, $debt_GDP_ratio$ — долгосрочный уровень отношения долга к ВВП, γ_{Debt} — параметр чувствительности трансфертов к отклонению отношения долга к ВВП от долгосрочного уровня, ρ_T — параметр инерционности изменения трансфертов.

В модели также предполагается, что процентная ставка по внешним сбережениям (заимствованиям) зависит от чистых иностранных активов по отношению к ВВП:

$$R_t^* = \frac{1}{\beta} \exp \left(-\psi_B \left(\frac{S_t B_t^*}{nGDP_t} \right) \right). \quad (36)$$

За счет варьирования параметра ψ_B можно менять степень мобильности капитала.

2. Калибровка параметров модели

Для калибровки DSGE-модели был выбран 2021 год с относительно стабильной макроэкономической ситуацией. Важнейшим элементом для калибровки выступает макроэкономический баланс, характеризующий отраслевую структуру и потребление основных институциональных агентов. Согласно данным СНС Росстата, в 2021 году ВВП РФ составлял 135 295 млрд руб. Госрасходы на конечное потребление товаров и услуг достигали 17,3% ВВП, валовое накопление — 19,7% ВВП, экспорт — 29,9% ВВП, импорт — 20,7% ВВП. Расходы на конечное потребление товаров и услуг домохозяйств устанавливались на уровне 53,8% ВВП как остаток макроэкономического тождества, которое в модели должно быть сбалансировано.

Следуя стандартной практике, доля частного капитала в производственной функции α калибруется на уровне 0,35. Эластичность выпуска по государственному капиталу κ , как правило, в литературе калибруется в диапазоне 0,05–0,1. При калибровке этого параметра остановимся на промежуточном значении 0,075. Соответственно, агрегированное валовое накопление основного капитала было разделено между частным накоплением и государственным в пропорциях 0,35 к 0,075, другими словами, 17,65% инвестиций было отнесено к государственным (инфраструктурным), 82,35% — к частным.

Доля нерикардianских домохозяйств в литературе обычно калибруется в диапазоне 0,25–0,5. В настоящей работе было выбрано умеренное значение для данного параметра, равное одной трети. Что касается параметра γ в функции предпочтений домохозяйств, то по мере приближения его значения к нулю предпочтения домохозяйств приближаются к предпочтениям Гринвуда, Херковица и Хафмана [Greenwood et al., 1988] без эффекта дохода на предложение труда. В работе будут анализироваться мультипликаторы при различных значениях параметра γ . Согласно эконометрическим оценкам DSGE-модели на данных США в работе [Schmitt-Grohé, Uribe, 2012], параметр γ оказывается близким к нулю. В качестве базового варианта калибровки будет выбрано более консервативное значение γ , равное 0,2.

Параметру ψ_B , характеризующему степень мобильности капитала, присваивается значение 0,01, что, как принято в литературе, соответствует совершенной мобильности капитала. Далее в работе будет проанализирована эффективность стимулирующей фискальной политики при более высоких значениях этого параметра с целью выявления особенностей функционирования экономики в условиях ограничений на потоки капитала. Параметр эластич-

ности предложения труда по заработной плате калибровался на основе микроэконометрических оценок из работы [Замниус и др., 2023] и установлен на уровне 0,15.

Параметры привычек в потреблении, издержек изменения заработных плат, цен товаров внутренне ориентированного сектора, цен импортных товаров, издержек изменения инвестиций, издержек изменения отработанных часов, издержек загрузки капитала, а также параметры правила Тейлора калибровались на основе эконометрических оценок из работы [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. В используемой спецификации текущая процентная ставка зависит от лага процентной ставки с коэффициентом 0,691 и реагирует на ожидаемую инфляцию с коэффициентом 1,702. Для инструментального правила на совокупные трансферты используется параметризация из работы [Martyanova, Polbin, 2023]. В настоящей работе используются следующие налоговые ставки: для НДС и налога на прибыль — 20%, для страховых взносов — 30%, для НДФЛ — 13%.

3. Оценка макроэкономических эффектов от увеличения государственных расходов на конечное потребление

Настоящий раздел посвящен численному имитационному анализу оценки влияния изменения госрасходов на конечное потребление товаров и услуг на базе сформулированной DSGE-модели. Раздел состоит из трех подразделов. В первом подразделе изучается зависимость фискальных мультипликаторов от вида функции полезности, во втором — от проводимой денежно-кредитной политики, в третьем — от ограничений на движение капитала. В таблице П1 Приложения представлено систематизированное влияние на ВВП краткосрочного увеличения реальных государственных расходов на 1% ВВП в течение четырех кварталов при альтернативных параметрах и условиях функционирования экономики.

Зависимость фискальных мультипликаторов от вида функции полезности

Прежде всего проанализируем свойства функции предпочтений Яймовича и Ребело, что, по мнению автора, наилучшим образом можно проиллюстрировать в рамках сопоставления импульсных откликов на перманентное увеличение СФП при альтернативных вариантах предпочтений домохозяйств. На рис. 1 представлены функции импульсного отклика на 1-процентное увеличение СФП

как переход из одного устойчивого равновесия в другое, полученные в рамках концепции совершенного предвидения на основе решения нелинейной системы уравнений модели (численный имитационный анализ проводился в программном пакете Dynare [Adjemian et al., 2024] с помощью функции simul) на конечном достаточно продолжительном горизонте времени (было выбрано 300 периодов). Аббревиатура KPR соответствует предпочтениям

вида Кинга, Плоссера и Ребело: $\log\left(C_{t+s}^R(\tau) - H_{t+s}\right) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} \left(L_{t+s}^R(\tau)\right)^{1 + \sigma_L}$,

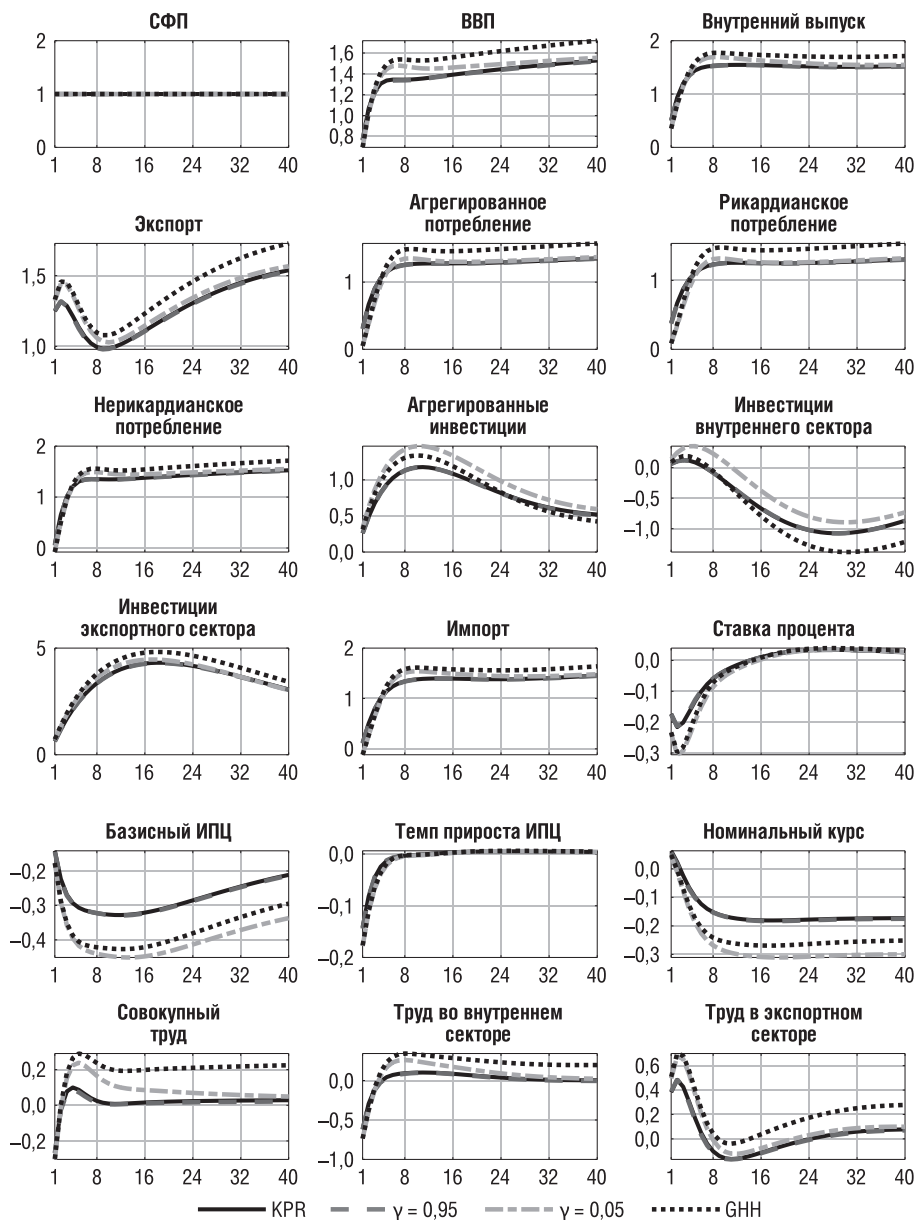
ГНН — предпочтениям вида Гринвуда, Херковица и Хафмана:

$\log\left(\left(C_{t+s}^R(\tau) - H_{t+s}\right) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} \left(L_{t+s}^R(\tau)\right)^{1 + \sigma_L}\right)$, $\gamma = 0,95$ и $\gamma = 0,05$ — введен-

ным ранее предпочтениям Яймовича и Ребело с соответствующими значениями γ .

Здесь и далее (рис. 1–8) по оси абсцисс откладываются кварталы, по оси ординат для ставки процента — процентные пункты годовых в отклонениях от исходного равновесия, для темпа прироста ИПЦ (квартал к предыдущему кварталу) — процентные пункты в отклонениях от исходного равновесия, для всех остальных переменных — процентные отклонения от исходного равновесия. При построении переходных траекторий в случае увеличения СФП предполагалось, что отдельные компоненты государственных расходов постоянны в долях ВВП, что позволяет обеспечить наличие траектории сбалансированного роста, если спецификация модели допускает ее существование.

Согласно построенным функциям импульсного отклика в ответ на увеличение СФП наблюдается кратковременное снижение агрегированных отработанных часов для всех спецификаций предпочтений в результате снижения использования труда во внутренне ориентированном секторе, что является стандартным результатом для неокейнсианских моделей: из-за жесткости цен фирмы не могут быстро снизить цены на свою продукцию, а для производства того же объема выпуска при увеличении эффективности производства требуется меньше факторов производства. С течением времени фирмы подстраивают свои цены, увеличивают продажи и спрос на труд, что повышает реальные заработные платы. В случае предпочтений ГНН, в которых отсутствует эффект дохода на предложение труда, в ответ на увеличение спроса происходит рост отработанных часов как в среднесрочном, так и в долгосрочном периоде. В некотором смысле здесь наблюдается движение вдоль кривой предложения труда, которая остается неизменной в координатах отработанные часы — реальная заработная плата.



Источник: расчеты автора.

Рис. 1. Эффекты от постоянного увеличения СФП на 1% при альтернативных спецификациях функции предпочтений домохозяйств

Fig. 1. Effects of a 1% Permanent Increase in TFP Under Alternative Specifications of the Household Preference Function

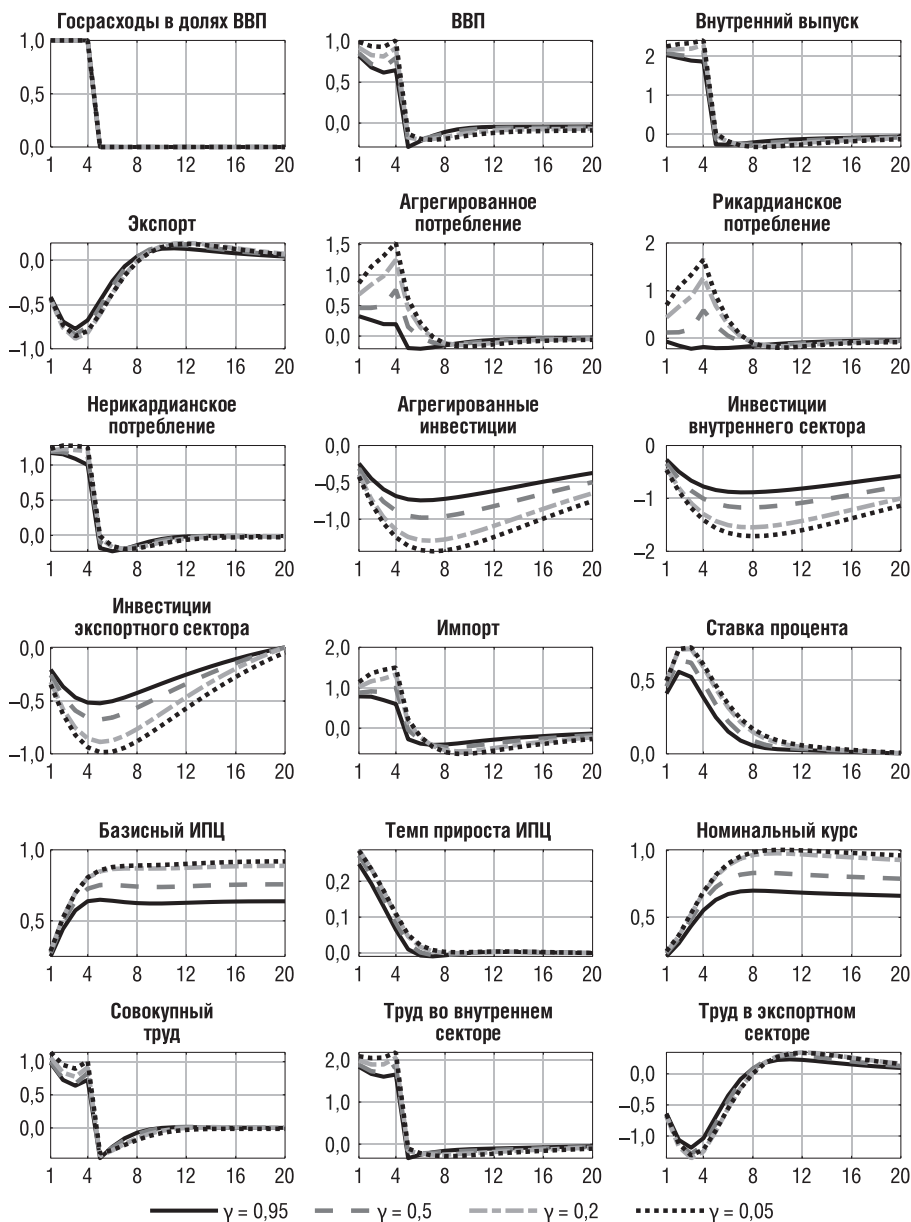
В случае же предпочтений KPR агрегированные отработанные часы возвращаются в долгосрочном периоде к исходному значению, поскольку кривая предложения домохозяйств из-за эффекта

дохода сдвигается вверх (при той же реальной заработной плате домохозяйства готовы меньше работать). В случае предпочтений Яймовича и Ребело для параметра $\gamma = 0,95$ переходные траектории оказываются близки к траекториям в модели с предпочтениями KPR.

При использовании параметра $\gamma = 0,05$ в краткосрочном и среднесрочном периодах траектории оказываются близки к траекториям в модели с предпочтениями GHH, а в долгосрочном — к траекториям в модели с предпочтениями KPR: труд асимптотически стремится к значениям в исходном равновесии, что объясняется наличием некоторой адаптивности в воздействии эффекта дохода на предложение труда, — кривая предложения труда сдвигается вверх постепенно, несмотря на резкий рост потребления домохозяйств.

Отклик труда в долгосрочном периоде в рамках использования предпочтений GHH не согласуется со стилизованными эмпирическими фактами: при постоянном росте производительности домохозяйства постоянно увеличивали бы свой труд. Однако функция полезности GHH в отличие от KPR дает существенно более высокий отклик отработанных часов при изменении спроса на труд в краткосрочном и среднесрочном периодах, что может быть полезно для описания краткосрочных колебаний. Таким образом, при использовании низких значений параметра γ функция предпочтений Яймовича и Ребело способна устранить недостаток отсутствия эффекта дохода на предложение труда в рамках предпочтений GHH, сохранив при этом наличие сильной реакции труда на шоки в краткосрочном и среднесрочном периодах. Как отмечалось выше, по эконометрическим оценкам DSGE-модели на данных США в работе [Schmitt-Grohé, Uribe, 2012], в которой среди прочих рассматривались шоки государственных расходов, параметр γ оказывается близким к нулю, что говорит о его важной роли в ослаблении эффекта дохода в предложении труда для описания циклических колебаний.

Далее рассмотрим влияние увеличения в течение одного года госрасходов на конечное потребление при различных значениях параметра γ в функции полезности домохозяйств. Здесь анализ также будет проводиться в рамках концепции совершенного предвидения на основе решения нелинейной системы уравнений модели, в которой экзогенная переменная реальных государственных расходов будет временно увеличиваться на заданную величину на заданном отрезке времени (в виде ступеньки). Функции импульсного отклика на увеличение реальных госрасходов на 1% ВВП представлены на рис. 2.



Источник: расчеты автора.

Рис. 2. Эффекты от увеличения государственных расходов на конечное потребление на 1% ВВП в течение 4 кварталов при альтернативных значениях параметра γ , характеризующего силу эффекта дохода на предложение труда

Fig. 2. Effects of Increasing Government Spending on Final Consumption by 1% of GDP Over 4 Quarters With Alternative γ Parameter Values for the Strength of the Income Effect on Labor Supply

Здесь под фискальным мультипликатором будем понимать результат деления прироста реального ВВП в момент времени t по отношению к исходному равновесию на прирост реальных государственных расходов в момент времени t по отношению к исходному равновесию. В таком виде мультипликатор определен только в моменты ненулевого прироста государственных расходов (в настоящем сценарии в первые четыре квартала), но стоит отметить, что существуют и альтернативные подходы к определению фискального мультипликатора.

При всех рассмотренных значениях γ , кроме 0,95, происходит увеличение потребления рикардианских домохозяйств, то есть при более низких значениях γ ожидаемое увеличение налогов в будущем для компенсации возникшего дефицита бюджета из-за роста госрасходов на четыре квартала оказывает небольшое воздействие в контексте увеличения предложения труда домохозяйствами из-за эффекта дохода (при снижении перманентного дохода домохозяйства снижают спрос и на потребление, и на досуг, что ведет к увеличению предложения труда). И сильно увеличившийся спрос на труд со стороны фирм при умеренном увеличении предложения труда позволяет в должной степени простимулировать увеличение доходов, чтобы потребление рикардианских домохозяйств выросло, несмотря на ожидаемое в будущем увеличение налогов. При γ , равной 0,05, на пике через четыре квартала потребление рикардианских домохозяйств увеличивается до 1,65%. Потребление нерикардианских домохозяйств увеличивается во всех рассмотренных вариантах калибровки, поскольку эти домохозяйства при выборе объема потребления ориентируются на свой текущий доход, а не на перманентный. Масштаб увеличения потребления по отношению к исходному равновесию на отрезке первых четырех кварталов составляет 0,87–1,53%.

Несмотря на рост потребления домохозяйств при всех рассмотренных значениях параметра γ , кроме 0,05, ВВП увеличивается менее чем на 1%, то есть мультипликатор госрасходов оказывается меньше единицы, что объясняется вытеснением инвестиций во всех секторах экономики из-за увеличения реальной ставки процента и снижением выпуска в экспортных секторах экономики. При γ , равной 0,05, мультипликатор госрасходов на пике в четвертом квартале оказывается равным 1,01. При γ , равной 0,95, мультипликатор снижается с 0,82 в первом квартале до 0,62 — в третьем. В базовом варианте калибровки с γ , равной 0,2, мультипликатор госрасходов колеблется в окрестностях 0,82–0,92.

При этом чем ниже γ , тем выше инфляционные последствия от проводимых стимулирующих мер фискальной политики. Действительно, при снижении данного параметра домохозяйства

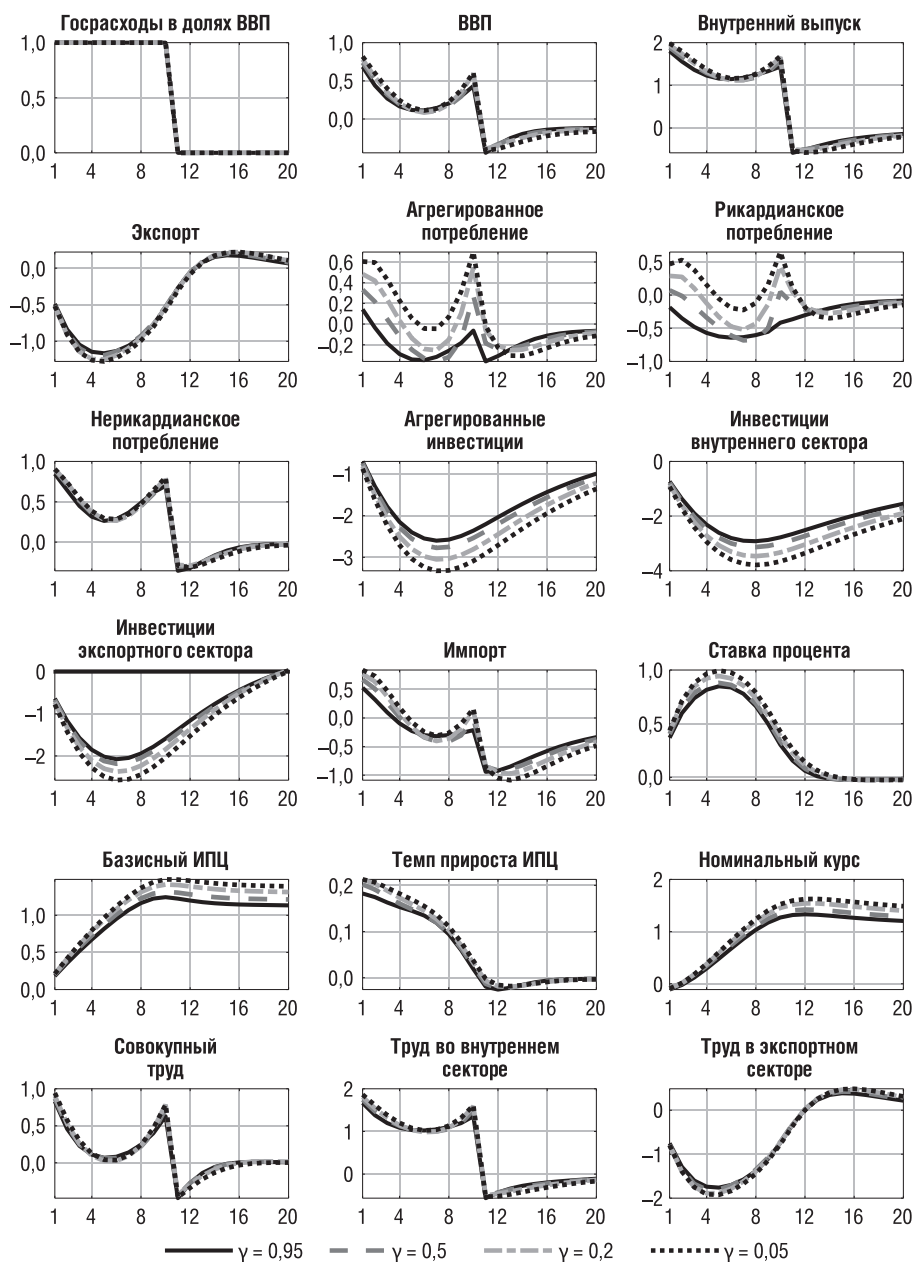
меньше увеличивают предложение труда, значит, с уменьшением γ будут расти равновесные реальные заработные платы, что означает более высокие издержки для фирм. При низких γ увеличение базисного ИПЦ достигает 0,92%. В свою очередь, из-за роста цен центральный банк повышает номинальную процентную ставку, что ведет к увеличению реальной процентной ставки в экономике и более сильному вытеснению инвестиций при снижении γ .

Как отмечалось выше, рост спроса на товары внутренне ориентированного сектора со стороны государства и домохозяйств приводит к отвлечению ресурсов из экспортно ориентированных секторов. Из-за роста заработных плат в краткосрочном периоде эти сектора становятся менее конкурентными на мировых рынках, несмотря на некоторое ослабление номинального обменного курса рубля. Масштаб падения физических объемов экспорта составляет 0,89%. Как и для инвестиций, вытеснение экспорта оказывается тем больше, чем ниже γ .

При увеличении периода действия фискального импульса мультипликаторы госрасходов снижаются. Для примера на рис. 3 представлены функции импульсного отклика на увеличение госрасходов на 1% ВВП в течение 2,5 года.

При продолжительном увеличении госрасходов у рикардианских домохозяйств сильнее снижается перманентный доход, в результате чего снижается и реакция их потребления в ответ на шок госрасходов. В результате отклик ВВП оказывается существенно меньше 1% для всех представленных вариантов калибровки параметра γ и для всех горизонтов импульсного отклика. Наоборот, если фискальный импульс будет более кратковременным, то мультипликатор госрасходов увеличится. Например, если госрасходы увеличиваются только в течение двух кварталов (для краткости изложения графики для данного сценария не представлены), то мультипликатор оказывается больше единицы для всех рассмотренных значений γ , кроме 0,95, и при γ , равной 0,05, мультипликатор госрасходов достигает значения 1,26 во втором квартале.

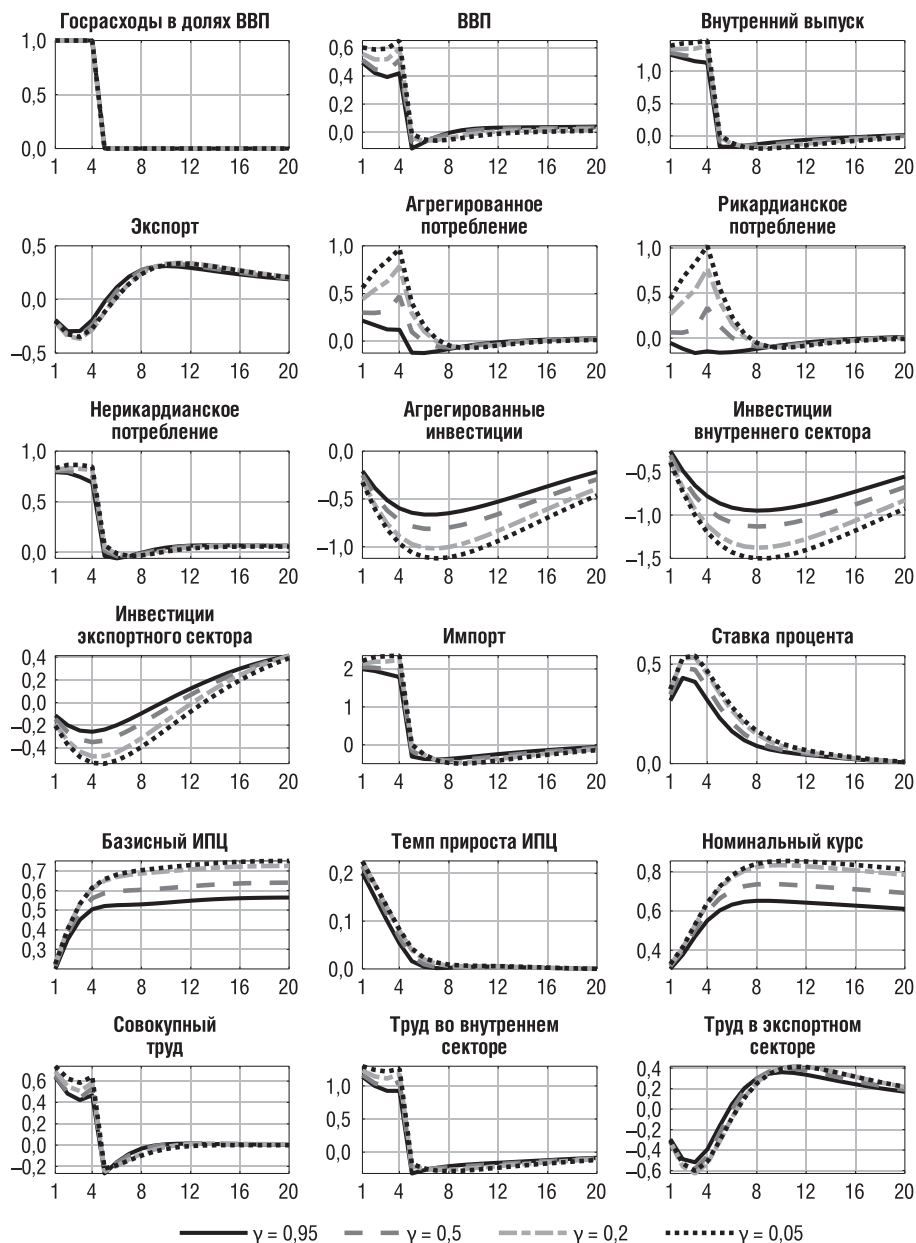
Перейдем к анализу влияния мультипликаторов государственных инвестиций в те или иные инфраструктурные проекты. Проанализируем функции импульсного отклика макроэкономических показателей на увеличение государственных инвестиций на 1% ВВП в течение четырех кварталов так же при альтернативных значениях параметров γ (рис. 4). Как и ранее, с уменьшением величины γ растет мультипликатор госрасходов. Однако во всех случаях мультипликатор оказывается существенно меньше единицы. Наибольшее значение мультипликатора составляет 0,65. Это происходит потому, что часть инвестиций состоит из импортных товаров. Соответственно, часть государственных расходов уходит



Источник: расчеты автора.

Рис. 3. Эффекты от увеличения государственных расходов на конечное потребление на 1% ВВП в течение 10 кварталов (2,5 года) при альтернативных значениях параметра γ , характеризующего силу эффекта дохода на предложение труда

Fig. 3. Effects of Increasing Government Spending on Final Consumption by 1% of GDP Over 10 Quarters (2.5 years) With Alternative γ Parameter Values for the Strength of the Income Effect on the Labor Supply



Источник: расчеты автора.

Рис. 4. Эффекты от увеличения государственных расходов на инвестиции на 1% ВВП в течение 4 кварталов при альтернативных значениях параметра γ , характеризующего силу эффекта дохода на предложение труда

Fig. 4. Effects of Increasing Government Spending on Investment by 1% of GDP Over 4 Quarters With Alternative γ Parameter Values for the Strength of the Income Effect on the Labor Supply

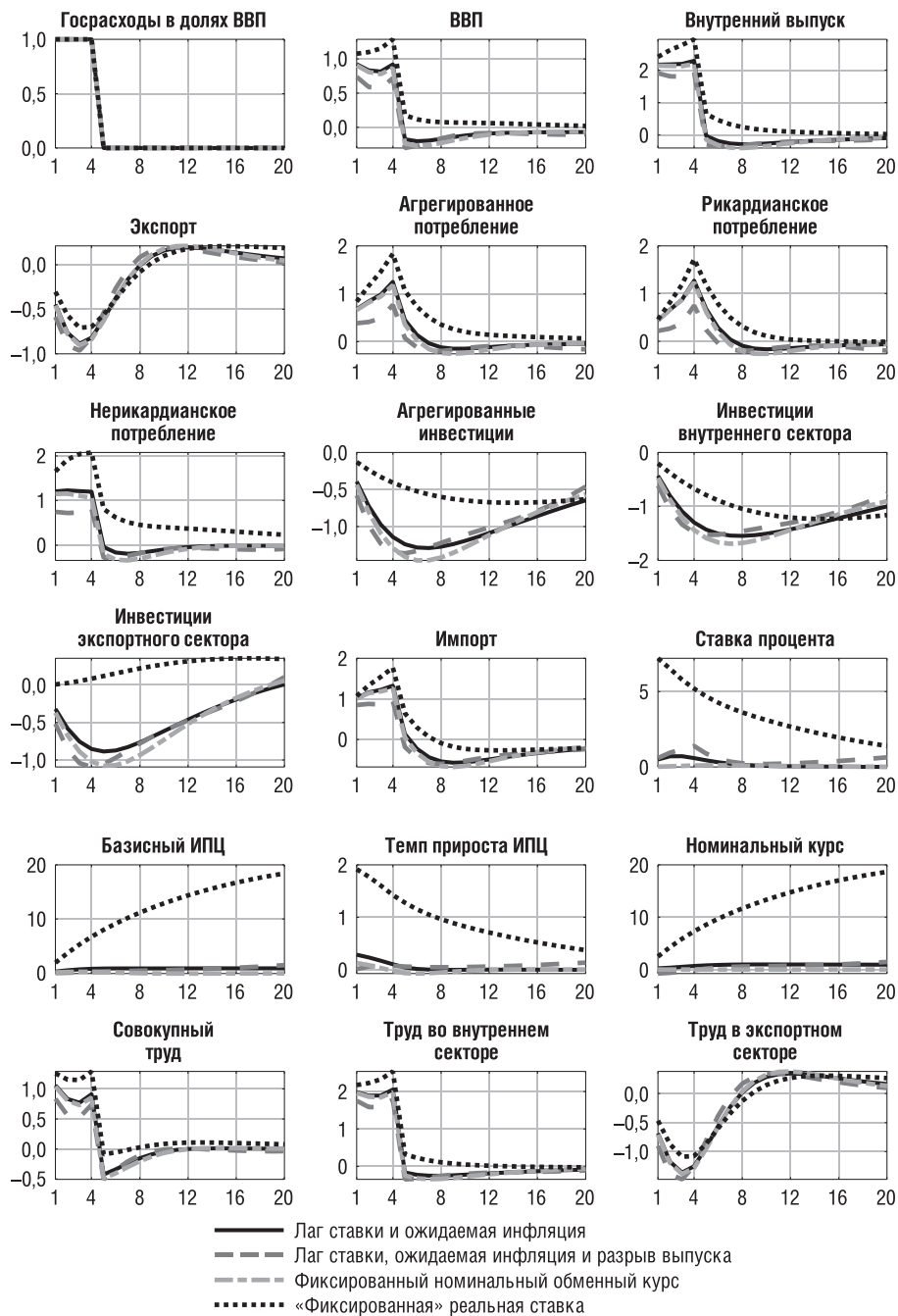
на закупку импорта, что не стимулирует выпуск отечественных товаров напрямую. Если же выпуск отечественных производств растет на меньшую величину, то и домохозяйства заработают меньше, что приведет к не такому большому увеличению потребительского спроса. И общий стимулирующий эффект на выпуск оказывается меньше затраченных расходов. С увеличением периода действия фискального импульса величина мультипликатора снижается.

Примечательно, что государственные инвестиции приводят к увеличению инвестиций экспортного сектора в среднесрочном периоде. Данное увеличение происходит из-за фактического роста эффективности производственных секторов за счет улучшения инфраструктуры.

Для краткости изложения аналогичные графики по эффектам от увеличения государственных трансфертов нерикардиянским домохозяйствам не приводятся. Для этого инструмента экономической политики эффекты во многом аналогичны влиянию увеличения государственных расходов на инвестиции, поскольку потребление домохозяйств в большой степени состоит из импортных товаров, значение мультипликатора оказывается существенно ниже единицы. Максимальная величина мультипликатора в разрезе различных значений γ составляет 0,73 (табл. П1 Приложения).

Зависимость фискальных мультипликаторов от проводимой денежно-кредитной политики

Рассмотрим, как видоизменяет отклики макроэкономических показателей на шок государственных расходов проводимая денежно-кредитная политика. В базовом варианте калибровки текущая процентная ставка определяется своим значением в предыдущий момент времени и ожидаемой инфляцией. В рамках второго варианта правила ДКП рассмотрим правило Тейлора, в которое добавляется разрыв выпуска с коэффициентом реакции, равным 0,5. В качестве третьего правила рассматривается режим фиксированного номинального обменного курса рубля. В рамках четвертого правила, следуя [Woodford, 2011], делается попытка имитировать ситуацию, когда центральный банк стремится поддерживать реальную процентную ставку на неизменном уровне, для чего специфицируется правило, в котором ключевая ставка реагирует на ожидаемую инфляцию следующего периода с коэффициентом 1,01. Соответствующие сценарии представлены на рис. 5. Расчеты проведены при параметре $\gamma = 0,2$.



Источник: расчеты автора.

Рис. 5. Эффекты от увеличения государственных расходов на конечное потребление на 1% ВВП в течение 4 кварталов при альтернативной денежно-кредитной политике

Fig. 5. Effects of Increasing Government Spending on Final Consumption by 1% of GDP Over 4 Quarters Under Alternative Monetary Policy

Как и следовало ожидать, наименьший мультипликатор государственных расходов наблюдается при правиле ДКП, в котором центральный банк реагирует в том числе на разрыв выпуска. При данной спецификации центральный банк более резко повышает процентную ставку, что оказывает понижающее давление на выпуск за счет негативного влияния на потребление домохозяйств и инвестиции. Мультипликатор госрасходов колеблется в диапазоне 0,57–0,74 на периоде четырех кварталов увеличения госрасходов.

Отклики макроэкономических показателей в режиме фиксированного номинального обменного курса рубля не сильно отличаются от соответствующих траекторий, полученных при базовом правиле Тейлора, в котором текущая процентная ставка определяется своим значением в предыдущий момент времени и ожидаемой инфляцией.

Майкл Вудфорд в работе [Woodford, 2011] в простой DSGE-модели с одним репрезентативным рикардианским домохозяйством, абстрагируясь от накопления капитала и привычек в потреблении, показывает, что при наличии некоторых номинальных жесткостей и при условии, что государственные расходы на конечное потребление товаров и услуг с некоторого момента времени стремятся к первоначальному долгосрочному равновесию, можно достичь значения мультипликатора, равного единице, если центральный банк будет проводить денежно-кредитную политику, в рамках которой будет достигаться неизменность реальной процентной ставки.

Действительно, из уравнения Эйлера для потребления домохозяйств следует, что отношение потреблений в два соседних момента времени равно произведению субъективного дисконт-фактора домохозяйств на реальную процентную ставку. И если центральному банку удастся установить траекторию реального процента, значение которого будет равно обратной величине дисконт-фактора, то темп роста потребления домохозяйств будет равен единице. Таким образом, в рамках предположения, что экономика сходится к долгосрочному равновесию, потребление домохозяйств при такой политике центрального банка в ответ на шок фискальной политики не изменится и увеличение выпуска будет равно увеличению государственного потребления, то есть мультипликатор будет равен единице.

Как следует из рис. 5, в режиме «фиксированной» реальной ставки процента в предложенной в настоящей работе модели можно достичь еще более высокого значения мультипликатора, который на пике через четыре квартала оказывается равным 1,29. Однако данный режим оказывается крайне инфляционным: с увеличением базисного ИПЦ на 11% через два года за первый же

год ИПЦ увеличивается на 7%. Для имплементации этого режима номинальная процентная ставка должна следовать почти один в один с ожидаемой инфляцией, и в краткосрочном периоде ставка процента увеличивается на 7,5% годовых.

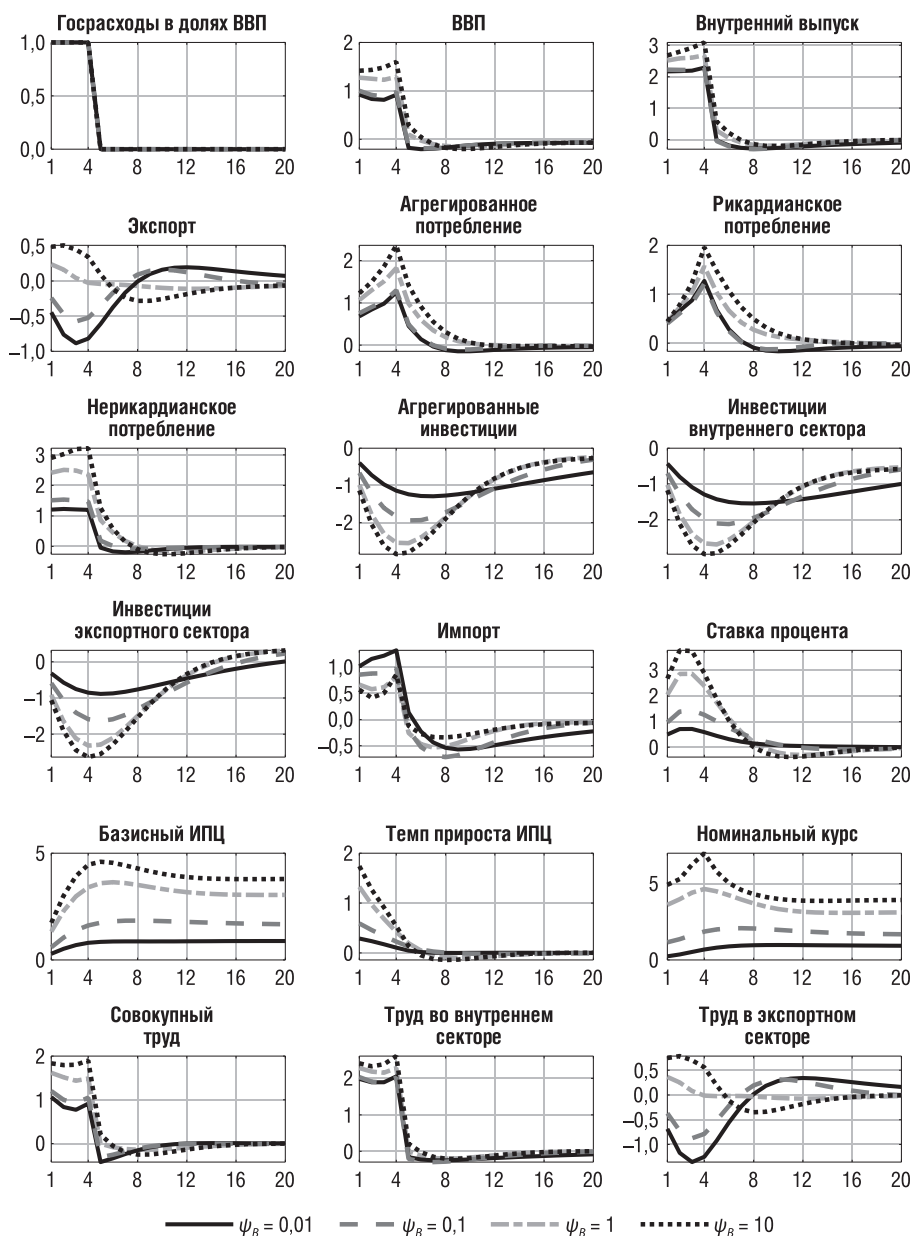
Поддержание реальной процентной ставки на почти неизменном уровне оказывает сильный стимулирующий эффект для потребления домохозяйств, поскольку при таком варианте проведения ДКП отсутствует эффект межвременного замещения потребления, который бы наблюдался при росте реальной процентной ставки. Также наблюдается умеренное снижение агрегированных инвестиций, а для экспортного сектора отмечается рост инвестиционной активности. Однако они не могут компенсировать снижение инвестиционной активности во внутренне ориентированном секторе.

Характер влияния альтернативной денежно-кредитной политики на трансмиссию изменения других инструментов фискальной политики в целом аналогичен, конкретные числовые значения для мультипликаторов государственных инвестиций и трансфертов представлены в таблице П1 в Приложении.

Зависимость фискальных мультипликаторов от ограничений на движение капитала

Поскольку в 2022 году был введен широкий спектр финансовых санкций на российскую экономику, а Банк России с целью предотвращения финансового кризиса и стабилизации экономической ситуации в РФ ввел ограничения на движение капитала, актуальной задачей является анализ эффективности стимулирующей фискальной политики в условиях ограничений на движение капитала. Соответствующий анализ будем проводить за счет изменения значений параметра ψ_B , который на содержательном уровне характеризует издержки на изменение сбережений/заимствований на внешнем рынке. В базовом варианте калибровки данному параметру присвоено значение на уровне 0,01, которое в литературе используется для калибровки моделей малой открытой экономики с совершенной мобильностью капитала. На рис. 6 представлены импульсные отклики на увеличение государственных расходов на конечное потребление при значениях данного параметра из множества $\{0,01; 0,1; 1; 10\}$. Расчеты проведены при параметре $\gamma = 0,2$.

Как показано на рис. 6, с ужесточением ограничений на движение капитала увеличивается и мультипликатор государственных расходов на конечное потребление. В параметризации с ψ_B , равным 10, мультипликатор госрасходов достигает значения 1,60. В целом наблюдаемый эффект во многом обусловлен увеличением выпуска



Источник: расчеты автора.

Рис. 6. Эффекты от увеличения государственных расходов на конечное потребление на 1% ВВП в течение 4 кварталов при ограничениях на движение капитала

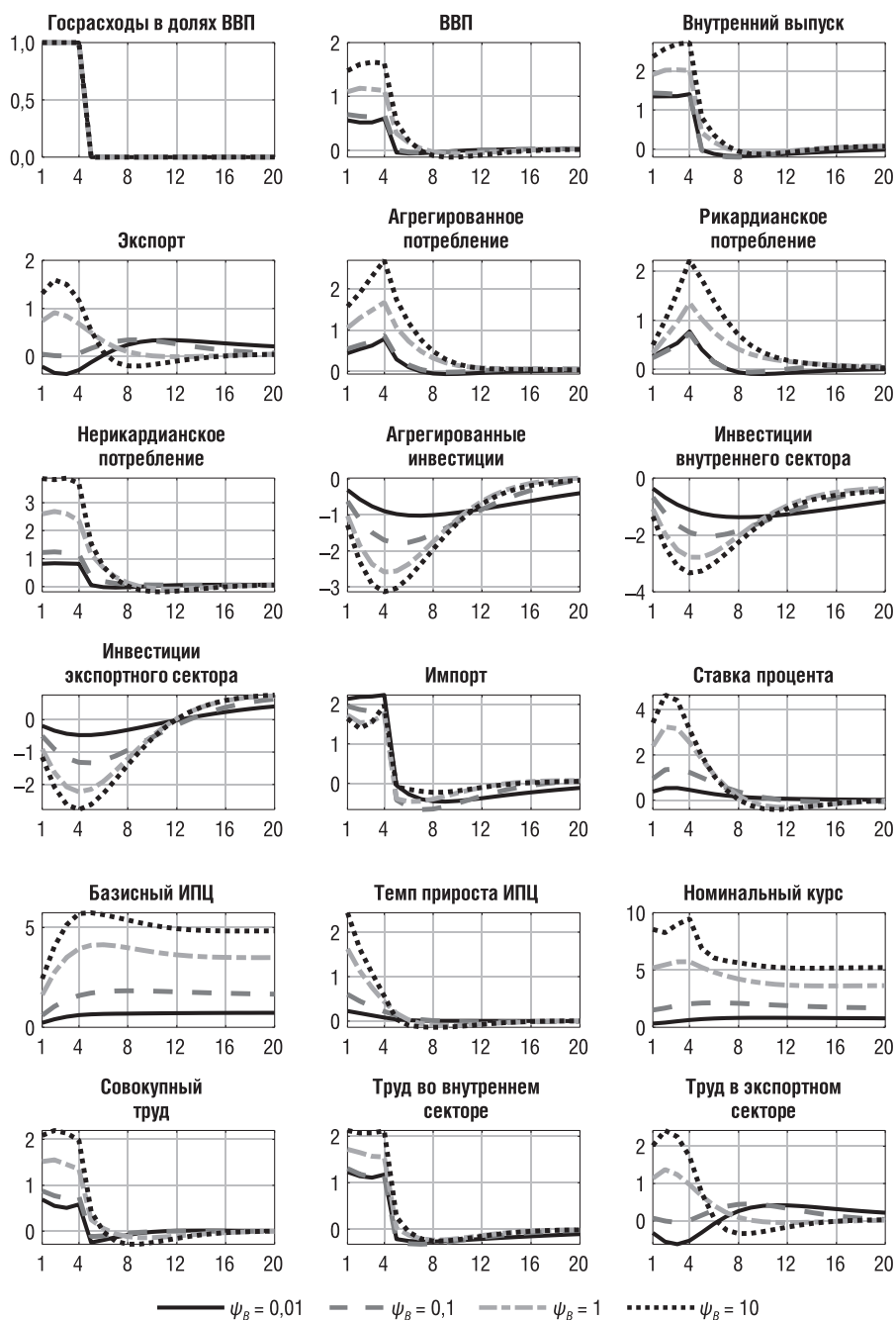
Fig. 6. Effects of Increasing Government Spending on Final Consumption by 1% of GDP Over 4 Quarters Under Capital Control

экспортного сектора. Если ранее рост потребления импорта домохозяйствами можно было обеспечить за счет заимствований на внешнем рынке, то в условиях ограничений на движение капитала рост импорта должен обеспечиваться ростом экспорта.

Здесь ситуация во многом близка базовой модели «кейнсианского креста», в которой при увеличении склонности к импорту снижается мультипликатор государственных расходов, поскольку с ее ростом всё большая часть дополнительного дохода домохозяйств идет на увеличение спроса на импорт, а не на увеличение спроса на продукцию отечественного производства. Аналогичным образом с увеличением степени открытости экономики в рассматриваемой DSGE-модели снижается мультипликатор госрасходов. При наличии серьезных ограничений на движение капитала производство экспортных товаров можно трактовать как некоторую технологию производства импорта, поскольку для увеличения потребления импорта нужно произвести больше экспортных товаров. И в данном случае дополнительный импортный спрос в равновесии стимулирует отечественные экспортные производства.

Рассмотрим сценарии увеличения государственных инвестиций в условиях ограничений на движение капитала, которые представлены на рис. 7. Расчеты проведены при параметре $\gamma = 0,2$. Ограничения на движение капитала способствуют резкому росту мультипликатора государственных инвестиций. Максимальное значение мультипликатора составляет 1,64. Таким образом, при данных ограничениях государственные инвестиции оказываются даже немного более эффективными с точки зрения стимулирования выпуска, чем государственные расходы на конечное потребление, для которых максимальное значение мультипликатора составляло 1,60, что обусловлено большим расширением экспортных секторов из-за роста эффективности производства в связи с улучшением инфраструктуры. Но более сильное увеличение выпуска в сценарии роста государственных инвестиций по сравнению со сценарием повышения государственного потребления сопряжено и с более сильным увеличением индекса потребительских цен (в случае сильных ограничений базисный ИПЦ через год увеличивается на 5,7% против роста в 4,5% при расширении госрасходов на конечное потребление). Это, в свою очередь, обуславливает более сильное повышение номинальной процентной ставки, что негативно сказывается на частных инвестициях.

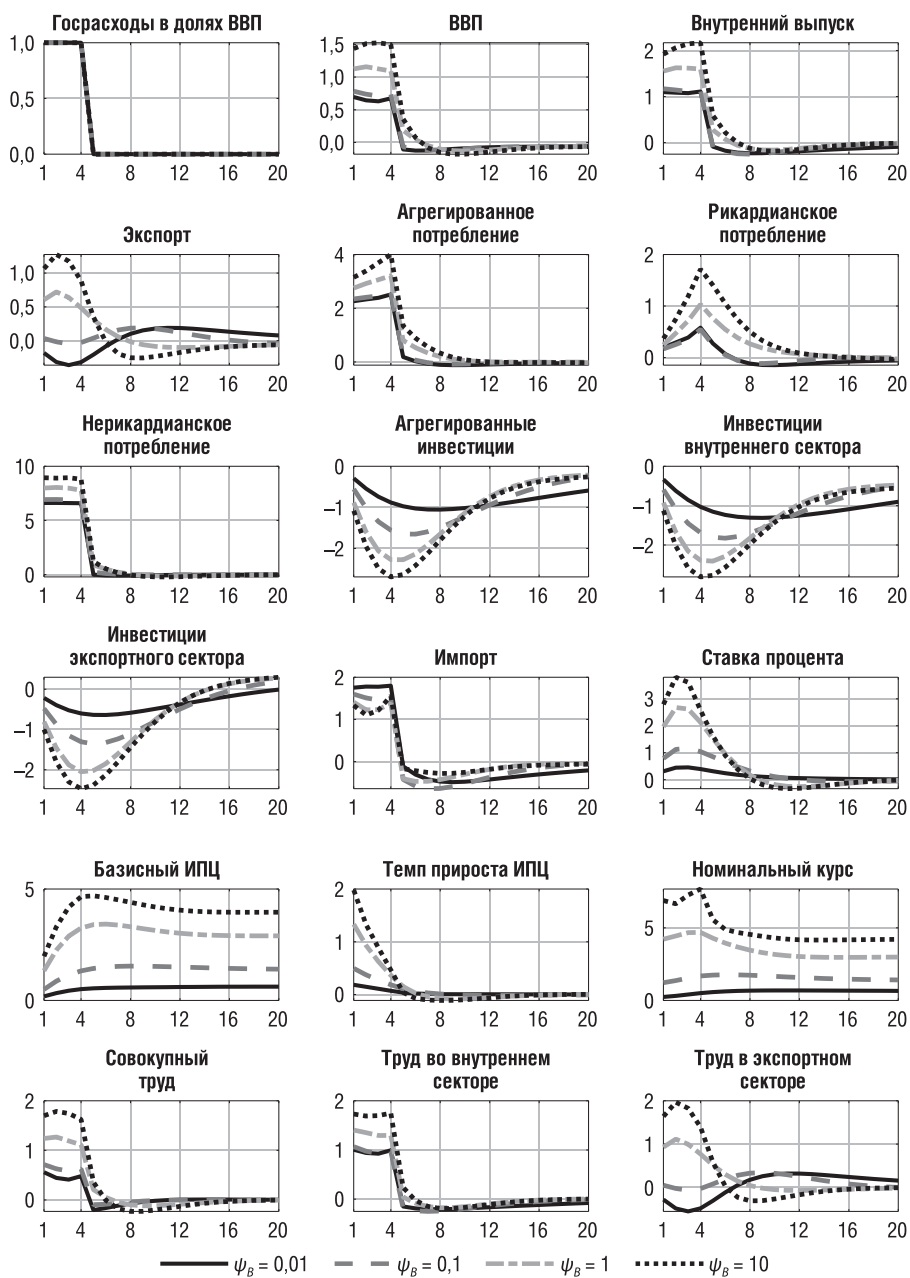
В заключение рассмотрим влияние увеличения государственных трансфертов нерикардиянским домохозяйствам на 1% ВВП в течение четырех кварталов при наличии ограничений на движение капитала различной величины. Соответствующие импульсные отклики представлены на рис. 8. Расчеты проведены при параметре $\gamma = 0,2$.



Источник: расчеты автора.

Рис. 7. Эффекты от увеличения государственных расходов на инвестиции на 1% ВВП в течение 4 кварталов при ограничениях на движение капитала

Fig. 7. Effects of Increasing Government Spending on Investment by 1% of GDP Over 4 Quarters Under Capital Control



Источник: расчеты автора.

Рис. 8. Эффекты от увеличения государственных расходов на трансферты нерикардским домохозяйствам на 1% ВВП в течение 4 кварталов при ограничениях на движение капитала

Fig. 8. Effects of Increasing Government Spending on Transfers to Non-Ricardian Households by 1% of GDP Over 4 Quarters Under Capital Control

Как и для случая увеличения государственных инвестиций, из-за существенной импортной составляющей в потреблении мультипликатор трансфертов оказывается значительно меньше единицы при отсутствии ограничений на движение капитала. Однако по мере усиления ограничений на движение капитала мультипликатор трансфертов быстро увеличивается. Наибольшее значение для мультипликатора трансфертов составляет 1,52.

Заключение

В настоящей работе проанализированы мультипликаторы государственных расходов на конечное потребление товаров и услуг, государственных инвестиций и трансфертов нерикардианским домохозяйствам. Анализ строился на базе DSGE-модели, основной элемент новизны которой состоит в том, что для описания поведения рикардианских домохозяйств используется функция предпочтений из работы Яймовича и Ребело [Jaimovich, Rebelo, 2009], дополненная привычками в потреблении согласно спецификации из работы [Holden et al., 2018].

Численный имитационный анализ на базе разработанной динамической стохастической модели общего равновесия позволил выявить ряд важнейших особенностей воздействия фискальной политики на макроэкономические показатели в условиях ограничений на потоки капитала. Так, в стандартных условиях функционирования экономики наиболее эффективным с точки зрения стимулирования ВВП оказывается рост госрасходов на конечное потребление товаров и услуг. Для данного типа госрасходов наблюдаются мультипликаторы по величине более 1,0, если увеличение госрасходов имеет кратковременный характер или если центральный банк проводит стимулирующую денежно-кредитную политику. Для государственных инвестиций и трансфертов мультипликаторы систематически оказываются ниже единицы.

При жестких ограничениях на движение капитала ситуация меняется кардинальным образом: значения мультипликаторов по всем рассмотренным видам государственных расходов при их увеличении на один год оказываются в окрестностях 1,5. В частности, для государственных расходов на конечное потребление максимальное значение мультипликатора составляет 1,60, для государственных расходов на инвестиции — 1,64, для расходов на трансферты нерикардианским домохозяйствам — 1,52. Однако такое увеличение мультипликаторов оказывается сопряжено с высокими инфляционными издержками. Так, при увеличении госрасходов на 1% ВВП базисный ИПЦ в течение первого года

после увеличения госрасходов в случае сильных ограничений на движение капитала может увеличиться на 4,5–5,7%.

Необходимо подчеркнуть, что данные значения мультипликаторов соответствуют именно случаю радикальных ограничений на движение капитала, которые в реальности могли быть более умеренными, и, соответственно, на практике мультипликаторы государственных расходов могли быть меньше. Также расчет мультипликаторов сделан для небольших фискальных шоков, и значения мультипликаторов могут снижаться по мере увеличения размера стимулирующего импульса из-за нелинейных эффектов, обострения проблемы ограниченности ресурсов, увеличения рисков в экономике при увеличении долговой нагрузки. Проведенные расчеты предназначены для качественного анализа различий в фискальных мультипликаторах в разных условиях функционирования экономики.

П р и л о ж е н и е

A p p e n d i x

Т а б л и ц а П 1

**Влияние на ВВП увеличения реальных государственных расходов на 1% ВВП
в течение 4 кварталов при альтернативных параметрах
и условиях функционирования экономики**

T a b l e A 1

**Impact on GDP From Increasing Real Government Spending
by 1% of GDP Over 4 Quarters Under Alternative Parameters
and Economic Conditions**

Вид госрасходов	γ	Вариант ДКП ^a	ψ_B	Мультипликатор в момент t			
				$t = 1$	$t = 2$	$t = 3$	$t = 4$
На конечное потребление	0,95	1	0,01	0,82	0,68	0,62	0,65
	0,5	1	0,01	0,86	0,72	0,68	0,80
	0,2	1	0,01	0,92	0,83	0,82	0,92
	0,05	1	0,01	0,99	0,94	0,93	1,01
На инвестиции	0,95	1	0,01	0,49	0,42	0,39	0,42
	0,5	1	0,01	0,51	0,45	0,43	0,51
	0,2	1	0,01	0,56	0,52	0,52	0,59
	0,05	1	0,01	0,60	0,59	0,59	0,65
На трансферты нерикарданским домохозяйствам	0,95	1	0,01	0,65	0,57	0,53	0,54
	0,5	1	0,01	0,66	0,59	0,56	0,61
	0,2	1	0,01	0,69	0,64	0,63	0,67
	0,05	1	0,01	0,73	0,70	0,69	0,72
На конечное потребление	0,2	1	0,01	0,92	0,83	0,82	0,92
	0,2	2	0,01	0,74	0,59	0,57	0,72
	0,2	3	0,01	0,91	0,81	0,78	0,87
	0,2	4	0,01	1,08	1,10	1,15	1,29

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы П 1

Вид госрасходов	γ	Вариант ДКП ^a	ψ_B	Мультипликатор в момент t			
				$t = 1$	$t = 2$	$t = 3$	$t = 4$
На инвестиции	0,2	1	0,01	0,56	0,52	0,52	0,59
	0,2	2	0,01	0,44	0,37	0,37	0,47
	0,2	3	0,01	0,52	0,47	0,46	0,53
	0,2	4	0,01	0,68	0,73	0,79	0,89
На трансферты нерикардианским домохозяйствам	0,2	1	0,01	0,69	0,64	0,63	0,67
	0,2	2	0,01	0,55	0,46	0,44	0,52
	0,2	3	0,01	0,67	0,61	0,59	0,63
	0,2	4	0,01	0,80	0,83	0,86	0,93
На конечное потребление	0,2	1	0,01	0,92	0,83	0,82	0,92
	0,2	1	0,1	1,00	0,92	0,89	0,98
	0,2	1	1	1,27	1,25	1,23	1,29
	0,2	1	10	1,42	1,43	1,48	1,60
На инвестиции	0,2	1	0,01	0,56	0,52	0,52	0,59
	0,2	1	0,1	0,66	0,63	0,62	0,67
	0,2	1	1	1,09	1,15	1,13	1,11
	0,2	1	10	1,48	1,60	1,64	1,62
На трансферты нерикардианским домохозяйствам	0,2	1	0,01	0,69	0,64	0,63	0,67
	0,2	1	0,1	0,78	0,74	0,71	0,74
	0,2	1	1	1,12	1,16	1,13	1,09
	0,2	1	10	1,44	1,51	1,52	1,50

^a Варианты ДКП: 1 — правило Тейлора с лагом ставки и ожидаемой инфляцией; 2 — правило Тейлора с лагом ставки, ожидаемой инфляцией и разрывом выпуска; 3 — фиксированный номинальный обменный курс; 4 — фиксированная реальная ставка.

Источник: расчеты автора.

Литература

1. Андреев М. Ю. Эффективность бюджетного правила стран-экспортеров // Вопросы экономики. 2022. № 12. С. 72–97. DOI: 10.32609/0042-8736-2022-12-72-97.
2. Власов С. А., Дерюгина Е. Б. Фискальные мультипликаторы в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. Т. 2. № 38. С. 104–119. DOI: 10.31737/2221-2264-2018-38-2-5.
3. Вотинов А. И., Грибова В. А., Лазарян С. С. Анализ трансмиссионного механизма государственных инвестиций на основе DSGE-модели // Финансовый журнал. 2023. Т. 15. № 5. С. 8–26. DOI: 10.31107/2075-1990-2023-5-8-26.
4. Вотинов А. И., Елкина М. А. Фискальное стимулирование российской экономики: оценка в рамках простой DSGE-модели с фискальным блоком // Финансовый журнал. 2018. № 5. С. 83–96. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-83-96.
5. Вотинов А. И., Станкевич И. П. VAR-подход к оценке эффективности мер фискального стимулирования экономики // Финансовый журнал. 2017. № 6(40). С. 64–74.
6. Завьялов А. Ю., Нилова Е. В., Шульц Д. Н. Фискальные мультипликаторы расширенного бюджета РФ и способы их оценивания // Проблемы прогнозирования. 2015. № 5. С. 127–135.
7. Замниус А. В., Полбин А. В., Синельников-Мурылев С. Г. Эластичность предложения труда по заработной плате у женатых мужчин в России // Экономический журнал ВШЭ. 2022. Т. 26. № 2. С. 177–212. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48.
8. Зяблицкий И. Е. Оценка фискальных мультипликаторов в российской экономике // Экономический журнал ВШЭ. 2020. Т. 24. № 2. С. 268–294. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-2-268-294.

9. Иванова Н., Каменских М. Эффективность государственных расходов в России // Экономическая политика. 2011. № 1. С. 176–192.
10. Кудрин А., Кнобель А. Бюджетная политика как источник экономического роста // Вопросы экономики. 2017. Т. 10. С. 5–26. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-5-26.
11. Полбин А. В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. 2017. Т. 10. С. 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.
12. Полбин А. В., Синельников-Мурылев С. Г. Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии // Прикладная эконометрика. 2024. № 1(73). С. 5–34. DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34.
13. Adjemian S., Juillard M., Karamé F., Mutschler W., Pfeifer J., Ratto M., Rion N., Villemot S. Dynare: Reference Manual Version 6. Paris: CEPREMAP. Dynare Working Papers No 80. 2024.
14. Bilbiie F. O. Nonseparable Preferences, Frisch Labor Supply, and the Consumption Multiplier of Government Spending: One Solution to a Fiscal Policy Puzzle // Journal of Money, Credit and Banking. 2011. Vol. 43. No 1. P. 221–251. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2010.00372.x.
15. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output // Quarterly Journal of Economics. 2002. Vol. 117. No 4. P. 1329–1368. DOI: 10.1162/003355302320935043.
16. Christiano L., Eichenbaum M., Rebelo S. When Is the Government Spending Multiplier Large? // Journal of Political Economy. 2011. Vol. 119. No 1. P. 78–121. DOI: 10.1086/659312.
17. Coenen G., Erceg C., Freedman C., Furceri D., Kumhof M., Lalonde R., Laxton D., Lindé J., Mourougane A., Muir D., Mursula S., De Resende C., Roberts J., Roeger W., Snudden S., Trabandt M., In't Veld J. Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models // American Economic Journal: Macroeconomics. 2012. Vol. 4. No 1. P. 22–68. DOI: 10.1257/mac.4.1.22.
18. Dubrovskaya J., Shults D., Kozonogova E. Constructing a Region DSGE Model With Institutional Features of Territorial Development // Computation. 2022. Vol. 10. No 7. P. 105. DOI: 10.3390/computation10070105.
19. Galí J., López-Salido J. D., Vallés J. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption // Journal of the European Economic Association. 2007. Vol. 5. No 1. P. 227–270. DOI: 10.1162/JEEA.2007.5.1.227.
20. Greenwood J., Hercowitz Z., Huffman G. W. Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle // American Economic Review. 1988. Vol. 78. No 3. P. 402–417.
21. Holden T., Levine P., Swarbrick J. Reconciling Jaimovich-Rebelo Preferences, Habit in Consumption and Labor Supply // Economics Letters. 2018. Vol. 168. P. 132–137. DOI: 10.1016/j.econlet.2018.04.013.
22. Jaimovich N., Rebelo S. Can News About the Future Drive the Business Cycle? // American Economic Review. 2009. Vol. 99. No 4. P. 1097–1118. DOI: 10.1257/aer.99.4.1097.
23. Karamysheva M. How Do Fiscal Adjustments Work? An Empirical Investigation // Journal of Economic Dynamics and Control. 2022. Vol. 137. P. 104347. DOI: 10.1016/j.jedc.2022.104347.
24. King R. G., Plosser C. I., Rebelo S. T. Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model // Journal of Monetary Economics. 1988. Vol. 21. No 2–3. P. 195–232. DOI: 10.1016/0304-3932(88)90030-X.
25. Lucas R. E. Econometric Policy Evaluation: A Critique // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1976. Vol. 1. P. 19–46. DOI: 10.1016/S0167-2231(76)80003-6.
26. Martyanova E. V., Polbin A. V. General Equilibrium Model With the Entrepreneurial Sector for the Russian Economy // Russian Journal of Economics. 2023. Vol. 9. No 2. P. 109–133. DOI: 10.32609/j.ruje.9.105790.
27. Monacelli T., Perotti R. Fiscal Policy, Wealth Effects, and Markups. NBER. Working Paper No w14584. 2008. DOI: 10.3386/w14584.

28. Mountford A., Uhlig H. What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks? // Journal of Applied Econometrics. 2009. Vol. 24. No 6. P. 960–992. DOI: 10.1002/jae.1079.
29. Schmitt-Grohé S., Uribe M. What's News in Business Cycles // Econometrica. 2012. Vol. 80. No 6. P. 2733–2764. DOI: 10.3982/ECTA8050.
30. Votinov A., Lazaryan S., Polshchikova Y. The Impact of the Cross-Sectoral Economic Structure on the Properties of DSGE Models // Russian Journal of Money and Finance. 2023. Vol. 82. No 1. P. 32–54.
31. Woodford M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier // American Economic Journal: Macroeconomics. 2011. Vol. 3. No 1. P. 1–35. DOI: 10.1257/mac.3.1.1.

References

1. Andreev M. Yu. Effektivnost' byudzhetnogo pravila stran-eksporterov [Effectiveness of the Budget Rule of Exporting Countries]. *Voprosy ekonomiki*, 2022, no. 12, pp. 72–97. DOI: 10.32609/0042-8736-2022-12-72-97. (In Russ.)
2. Vlasov S. A., Deryugina E. B. Fiskal'nye mul'tiplikatory v Rossii [Fiscal Multipliers in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2018, vol. 2, no. 38, pp. 104–119. DOI: 10.31737/2221-2264-2018-38-2-5. (In Russ.)
3. Votinov A. I., Gribova V. A., Lazaryan S. S. Analiz transmissionnogo mekhanizma gosudarstvennykh investitsiy na osnove DSGE-modeli [Analysing the Transmission Mechanism of Public Investment Based on a DSGE Model]. *Finansovyy zhurnal [Financial Journal]*, 2023, vol. 15, no. 5, pp. 8–26. DOI: 10.31107/2075-1990-2023-5-8-26. (In Russ.)
4. Votinov A. I., Elkina M. A. Fiskal'noe stimulirovanie rossiyskoy ekonomiki: otsenka v ramkakh prostoy DSGE-modeli s fiskal'nym blokom [Fiscal Stimulus to the Russian Economy: Estimation Within a Simple DSGE Model With a Fiscal Block]. *Finansovyy zhurnal [Financial Journal]*, 2018, no. 5, pp. 83–96. DOI: 10.31107/2075-1990-2018-5-83-96. (In Russ.)
5. Votinov A. I., Stankevich I. P. VAR-podkhod k otsenke effektivnosti mer fiskal'nogo stimulirovaniya ekonomiki [VAR Approach to Assessing the Effectiveness of Fiscal Stimulus Measures in the Economy]. *Finansovyy zhurnal [Financial Journal]*, 2017, no. 6(40), pp. 64–74. (In Russ.)
6. Zavyalov A. Yu., Nilova E. V., Shults D. N. Fiskal'nye mul'tiplikatory rasshirennogo byudzheta RF i sposoby ikh otsenivaniya [Fiscal Multipliers for the Expanded Budget of the Russian Federation and Methods for Estimating Them]. *Problemy prognozirovaniya [Studies of Russian Economic Development]*, 2015, no. 5, pp. 127–135. (In Russ.)
7. Zamnits A. V., Polbin A. V., Sinelnikov-Murylev S. G. Elastichnost' predlozheniya truda po zarabotnoy plate u zhenatykh muzhchin v Rossii [Wage Elasticity of the Labor Supply Among Married Men in Russia]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2022, vol. 26, no. 2, pp. 177–212. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48. (In Russ.)
8. Zyablitskiy I. E. Otsenka fiskal'nykh mul'tiplikatorov v rossiyskoy ekonomike [Estimation of Fiscal Multipliers in the Russian Economy]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2020, vol. 24, no. 2, pp. 268–294. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-2-268-294. (In Russ.)
9. Ivanova N., Kamenskikh M. Effektivnost' gosudarstvennykh raskhodov v Rossii [Effectiveness of Public Expenditures in Russia]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2011, no. 1, pp. 176–192. (In Russ.)
10. Kudrin A., Knobel A. Byudzhetnaya politika kak istochnik ekonomicheskogo rosta [Fiscal Policy as a Source of Economic Growth]. *Voprosy ekonomiki*, 2017, vol. 10, pp. 5–26. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-5-26. (In Russ.)
11. Polbin A. V. Otsenka vliyaniya shokov neftnykh tsen na rossiyskuyu ekonomiku v vektornoy modeli korrektsii oshibok [Estimation of the Impact of Oil Price Shocks on the Russian Economy in a Vector Error Correction Model]. *Voprosy ekonomiki*, 2017, vol. 10, pp. 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49. (In Russ.)
12. Polbin A. V., Sinelnikov-Murylev S. G. Postroenie i kalibrovka DSGE-modeli dlya rossiyskoy ekonomiki s ispol'zovaniem impul'snykh otklikov vektornoy avtoregressii [Construction

- and Calibration of a DSGE Model for the Russian Economy Using Impulse Responses of Vector Autoregression]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2024, no. 1(73), pp. 5-34. DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34. (In Russ.)
13. Adjemian S., Juillard M., Karamé F., Mutschler W., Pfeifer J., Ratto M., Rion N., Villemot S. Dynare: Reference Manual Version 6. Paris, *CEPREMAP*, Dynare Working Papers no. 80, 2024.
 14. Bilbiie F. O. Nonseparable Preferences, Frisch Labor Supply, and the Consumption Multiplier of Government Spending: One Solution to a Fiscal Policy Puzzle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2011, vol. 43, no. 1, pp. 221-251. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2010.00372.x.
 15. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, vol. 117, no. 4, pp. 1329-1368. DOI: 10.1162/003355302320935043.
 16. Christiano L., Eichenbaum M., Rebelo S. When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 2011, vol. 119, no. 1, pp. 78-121. DOI: 10.1086/659312.
 17. Coenen G., Erceg C., Freedman C., Furceri D., Kumhof M., Lalonde R., Laxton D., Lindé J., Mourougane A., Muir D., Mursula S., De Resende C., Roberts J., Roeger W., Snudden S., Trabandt M., In't Veld J. Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2012, vol. 4, no. 1, pp. 22-68. DOI: 10.1257/mac.4.1.22.
 18. Dubrovskaya J., Shults D., Kozonogova E. Constructing a Region DSGE Model With Institutional Features of Territorial Development. *Computation*, 2022, vol. 10, no. 7, pp. 105. DOI: 10.3390/computation10070105.
 19. Galí J., López-Salido J. D., Vallés J. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 2007, vol. 5, no. 1, pp. 227-270. DOI: 10.1162/JEEA.2007.5.1.227.
 20. Greenwood J., Hercowitz Z., Huffman G. W. Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle. *American Economic Review*, 1988, vol. 78, no. 3, pp. 402-417.
 21. Holden T., Levine P., Swarbrick J. Reconciling Jaimovich-Rebelo Preferences, Habit in Consumption and Labor Supply. *Economics Letters*, 2018, vol. 168, pp. 132-137. DOI: 10.1016/j.econlet.2018.04.013.
 22. Jaimovich N., Rebelo S. Can News About the Future Drive the Business Cycle? *American Economic Review*, 2009, vol. 99, no. 4, pp. 1097-1118. DOI: 10.1257/aer.99.4.1097.
 23. Karamysheva M. How Do Fiscal Adjustments Work? An Empirical Investigation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2022, vol. 137, pp. 104347. DOI: 10.1016/j.jedc.2022.104347.
 24. King R. G., Plosser C. I., Rebelo S. T. Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model. *Journal of Monetary Economics*, 1988, vol. 21, no. 2-3, pp. 195-232. DOI: 10.1016/0304-3932(88)90030-X.
 25. Lucas R. E. Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, vol. 1, pp. 19-46. DOI: 10.1016/S0167-2231(76)80003-6.
 26. Martyanova E. V., Polbin A. V. General Equilibrium Model With the Entrepreneurial Sector for the Russian Economy. *Russian Journal of Economics*, 2023, vol. 9, no. 2, pp. 109-133. DOI: 10.32609/j.ruje.9.105790.
 27. Monacelli T., Perotti R. Fiscal Policy, Wealth Effects, and Markups. *NBER*, Working Paper no. w14584, 2008. DOI: 10.3386/w14584.
 28. Mountford A., Uhlig H. What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *Journal of Applied Econometrics*, 2009, vol. 24, no. 6, pp. 960-992. DOI: 10.1002/jae.1079.
 29. Schmitt-Grohé S., Uribe M. What's News in Business Cycles. *Econometrica*, 2012, vol. 80, no. 6, pp. 2733-2764. DOI: 10.3982/ECTA8050.
 30. Votinov A., Lazaryan S., Polshchikova Y. The Impact of the Cross-Sectoral Economic Structure on the Properties of DSGE Models. *Russian Journal of Money and Finance*, 2023, vol. 82, no. 1, pp. 32-54.
 31. Woodford M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, vol. 3, no. 1, pp. 1-35. DOI: 10.1257/mac.3.1.1.

Рынок труда

Дефицит рабочей силы в России: краткосрочные и долгосрочные эффекты

Татьяна Михайловна Малева

ORCID: 0000-0002-1483-0326

Кандидат экономических наук, DBA,
директор центра «Институт социального
анализа и прогнозирования»,
Институт прикладных экономических
исследований, Российская академия
народного хозяйства
и государственной службы
при Президенте Российской Федерации
(РФ, 119571, Москва, Пречистенская наб., 11)
E-mail: maleva-tm@ranepa.ru

Виктор Юрьевич Ляшок

ORCID: 0000-0002-5591-5406

Кандидат экономических наук,
ведущий научный сотрудник центра
«Институт социального анализа
и прогнозирования», Институт прикладных
экономических исследований,
Российская академия народного хозяйства
и государственной службы
при Президенте Российской Федерации
(РФ, 119571, Москва, Пречистенская наб., 11)
E-mail: lyashok@ranepa.ru

Аннотация

Статья посвящена относительно новому и нестандартному феномену на российском рынке труда — дефициту рабочей силы, который в принципе может тормозить общий экономический рост. Оценка масштабов и причин этого дефицита представляет собой самостоятельную научную задачу. В статье рассматриваются различные информационные источники, имеющие свои ограничения. Тем не менее каждый из них показывает нарастание кадрового дефицита в России, хотя и по различной траектории. Рост объемов неудовлетворенного спроса на труд при снижении числа безработных обусловлен как долгосрочными, так и ситуационными причинами. К первым относятся демографические факторы, предопределенные предыдущими периодами и наиболее существенно влияющие на сокращение численности рабочей силы в трудоспособных возрастах. Эпидемиологический кризис 2020–2021 годов, а также экономические санкции, вступившие в силу начиная с 2022 года, оказали ситуационный эффект, причем их влияние было достаточно слабым. В статье рассматриваются перспективы и ограничения различных методов преодоления дефицита рабочей силы, среди которых повышение пенсионного возраста, стимулирование внешней миграции, увеличение экономической активности различных возрастных групп населения, рост фонда рабочего времени, отраслевая и секторальная реструктуризация занятости. Авторы приходят к выводу, что эти меры будут оказывать лишь частичное и краткосрочное воздействие. Долгосрочное и стратегическое решение — рост производительности труда, что требует реструктуризации экономики, развития ее высокотехнологичных секторов, увеличение объемов инвестиций в экономику, образование и рост человеческого капитала.

Ключевые слова: заработная плата, уровень вакансий, равновесие на рынке труда, кривая Бевериджа, повышение пенсионного возраста, трудовая миграция.

JEL: J21, J23, J48.

Labor Market

Labor Shortage in Russia: Short-Term and Long-Term Effects

Tatiana M. Maleva

ORCID: 0000-0002-1483-0326

Cand. Sci. (Econ.), DBA, Director
of the Center “Institute of Social Analysis
and Forecasting,” Institute of Applied Economic
Research, Russian Presidential Academy
of National Economy and Public Administration,^a
e-mail: maleva-tm@ranepa.ru

Victor Yu. Lyashok

ORCID: 0000-0002-5591-5406

Cand. Sci. (Econ.), Lead Research Fellow
at the Center “Institute of Social Analysis
and Forecasting,” Institute of Applied Economic
Research, Russian Presidential Academy
of National Economy and Public Administration,^a
e-mail: lyashok@ranepa.ru

^a 11, Prechistenskaya nab., Moscow, 119571,
Russian Federation

Abstract

This article examines a relatively new and non-standard phenomenon in the Russian labor market — shortage of labor, which may in principle retard overall economic growth. Assessing the extent and causes of this deficit is a task for independent scientific investigation. The article relies upon various sources of information, each of which shows a different trajectory for the increase in labor shortages. There are both long-term and short-term reasons for the expansion of job vacancies. Long-term causes include demographic factors which have been predetermined during previous decades and which manifest most significantly as a reduction in the potential working-age labor force. The short-term impacts of the epidemiological crisis of 2020-2021 and the economic sanctions that came into force after 2022 are still unfolding but are comparatively limited. The article examines the prospects and limitations of various methods for overcoming the labor shortage, such as raising the retirement age, providing incentives for immigration, increasing the economic activity of various age groups, lengthening work schedules, and industrial and sectoral restructuring of employment. The authors conclude that these measures will have only a partial and short-term impact. Any long-term and strategic solution depends upon increased labor productivity, which requires restructuring the economy, developing its high-tech sectors, and more investment in the economy, education, and human capital.

Keywords: wages, vacancies, labor market equilibrium, Beveridge curve, retirement age increase, labor migration.

JEL: J21, J23, J48.

Acknowledgements

This article was prepared as a part of a state research project of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration.

Введение: от низкой безработицы — к дефициту рабочей силы

В 2023 году на российском рынке труда сложилась атипичная ситуация: уровень безработицы, согласно данным Росстата, достиг исторического минимума (3,2%), в то время как средние заработные платы в реальном выражении росли темпами, вдвое превышающими рост экономики (7,8 против 3,6%). Также увеличилась продолжительность рабочего времени, а оборот рабочей силы достиг максимума за последнее десятилетие. Все эти процессы указывают на разбалансирование между предложением труда в российской экономике, то есть имеющейся рабочей силой, и спросом на работников, предъявляемым работодателями.

Модель функционирования российского рынка труда долгое время показывала достаточно высокую эффективность: за счет гибких заработных плат и продолжительности рабочего времени работодатели могли свободно сокращать издержки на труд в период экономических спадов, не прибегая к массовым увольнениям [Гимпельсон, Капелюшников, 2008; Механизмы российского рынка., 2016]. Это позволяло избежать высокого уровня безработицы за счет различных форм недоиспользования рабочей силы, например с помощью переводов работников на режим неполного рабочего дня, вынужденных неоплачиваемых отпусков или введения простоя на предприятии. В то же время спрос на труд у работодателей удовлетворялся за счет как наличной рабочей силы, так и внешних мигрантов, поэтому доля вакантных рабочих мест также оставалась достаточно низкой. Увеличение числа вакансий в последние несколько лет показывает, что прежние инструменты регулирования перестали обеспечивать баланс спроса и предложения на рынке труда, что ограничивает потенциал экономического роста в России.

Настоящая работа посвящена анализу проблемы нарастающего несоответствия между спросом и предложением труда в России в период с начала 2010-х годов. Проверяется правомерность утверждения о том, что в России с 2022 года наблюдается дефицит рабочей силы, а также оцениваются масштабы кадрового дефицита и факторы его возникновения. На основании данных о вакансиях и безработных анализируется, на работников каких профессий, отраслей и в каких регионах спрос наиболее высок и каковы за последнее десятилетие изменения в структуре неудовлетворенного спроса на работников. Также исследуются возможные пути выхода из сложившейся ситуации.

1. Данные: оценка дефицита рабочей силы

Основным показателем, определяющим наличие дефицита кадров в экономике, является соотношение между числом безработных и количеством свободных рабочих мест. При оценке масштабов безработицы в российской статистике используются стандарты Международной организации труда и ежемесячно определяются численность безработных и уровень безработицы. Однако не существует единого источника данных о вакансиях в российской экономике, позволяющего исследовать неудовлетворенный спрос на труд. Можно выделить несколько таких источников, каждый из которых имеет свои ограничения.

1. Государственные службы занятости (далее — ГСЗ). ГСЗ собирают данные о вакансиях от работодателей и ежемесячно предоставляют информацию в Росстат. Согласно трудовому законодательству работодатели обязаны предоставлять центрам занятости информацию о наличии у них свободных рабочих мест, причем в последние годы сбор данных осуществляется онлайн через портал «Работа России». На практике, однако, качество и полнота предоставления такой информации могут значительно варьироваться и зависят от множества факторов. Исследования отмечают высокую долю низкоквалифицированных и низкооплачиваемых рабочих мест в базе данных вакансий служб занятости, в то время как высокооплачиваемые рабочие места — большая редкость [Капелюшников, 2023]. Видимо, поиск работы через государственные службы занятости является не основным, а скорее побочным инструментом как для большинства работодателей, так и для значительной части безработных. Согласно выборочному опросу предприятий «Взаимодействие внутренних и внешних рынков труда (ВВВРТ)» в 2019 году среди работодателей только 30–40% искали работников через ГСЗ [Солнцев и др., 2021], а среди безработных, определенных по методологии МОТ, к ним обращались 29% безработных¹.

2. Портал «Работа России». Модернизация и цифровизация коснулись в том числе и портала «Работа России», на котором публикуется открытый набор данных «Вакансии всех регионов России», в который включены вакансии, размещенные в автоматическом режиме самими работодателями, частными агентствами занятости, а также государственными службами занятости. Помимо этого на сайте доступны данные о вакансиях таких интернет-ресурсов, как HeadHunter, Superjob, «Работа.ру» и др. Однако фактически

¹ Итоги выборочного обследования рабочей силы: бюллетень. Росстат, 2022. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13265>.

информация о большинстве вакансий получена непосредственно от работодателей: на середину февраля 2024 года 97% объявлений в базе было опубликовано именно этим способом.

3. Отчетность предприятий. Ежеквартально организации со средней численностью сотрудников не менее 15 чел., не являющиеся субъектами малого предпринимательства, представляют отчетность по форме П-4 (НЗ), где указывают общую численность работников списочного состава, которых предполагается принять на вакантные рабочие места. За счет того что работодателю необходимо указывать лишь общий объем потребности, он может показывать более надежную картину масштаба неудовлетворенного спроса в России, хотя и без учета малого бизнеса (ИП, фермерских хозяйств) и микропредприятий.

4. Выборочное обследование о потребности организаций в работниках, которое Росстат проводит раз в два года с 2008 года. При этом не опрашиваются субъекты малого бизнеса, организации в сфере государственного управления, финансовой деятельности, социального страхования, деятельности общественных объединений и экстерриториальных организаций. Информация доступна в разрезе вида деятельности, профессии, формы собственности организации, региона. Результаты распространяются на генеральную совокупность, которой служат данные отчетности предприятий, описанные выше.

5. Базы данных крупных негосударственных интернет-ресурсов по поиску работы/работников. Доступ к имеющимся у них данным для стороннего исследователя зачастую затруднен, а база содержит ряд существенных ограничений: выборка может быть существенно смещена в ту или иную сторону в зависимости от специфики интернет-ресурса, как правило, отсутствует информация о количестве вакантных рабочих мест, представленных в объявлении, не используются принятые в российской статистике классификаторы, что усложняет анализ данных и сравнение их с официальными источниками статистики.

В табл. 1 приведена сводная информация по различным источникам данных о неудовлетворенном спросе на работников в России.

Представленный обзор позволяет сделать несколько выводов.

Ни одна база не может считаться репрезентирующей генеральную совокупность. Теоретически в государственные службы занятости должна поступать информация от всех работодателей, однако на практике службы занятости не имеют достаточно рычагов влияния на работодателей, поэтому имеющиеся в базе данные могут быть неполными и неактуальными. Во многом это связано

Т а б л и ц а 1

Сравнительный анализ источников информации по вакансиям

T a b l e 1

Comparison of Sources for Information About Vacancies

Источник информации	Государственные службы занятости (отчетность Росстату по форме 2-Г)	Портал «Работа России»	Отчетность предприятий (форма П-4(НЗ))	Выборочное обследование предприятий (форма 1-Т(проф))	Базы интернет-ресурсов по поиску работы
Периодичность обновления и публикации информации	Ежемесячно	Ежедневно	Ежеквартально	Раз в два года	Различается в зависимости от интернет-ресурса
Охват	(Теоретически) все работодатели	(Теоретически) все работодатели	Все организации, кроме микропредприятий	Все организации, кроме микропредприятий и ряда отраслей	Работодатели, обращающиеся к данному интернет-ресурсу
Является ли выборочным обследованием	Нет	Нет	Нет	Да	Нет
Доступ к микроданным для внешнего пользователя	Нет	Да	Нет	Нет	Нет (по запросу)
Использование статистических классификаторов:					
професий	Нет	Да	Нет	Да	Нет
отраслей	Нет	Нет	Да	Да	Нет
Доступ к информации по заработной плате	Нет	Да	Нет	Нет	Различается в зависимости от интернет-ресурса

Источник: составлено авторами.

с низкой эффективностью услуг служб занятости: ведь, как показывают данные Росстата, безработные чаще ищут работу через частные интернет-порталы поиска работы, чем через службы занятости.

Данные из прочих источников информации по тем или иным причинам оказываются смещенными. Например, на интернет-порталах по поиску работы долгое время преобладали объявления о поиске высококвалифицированных кадров, что связано с неравномерным доступом к интернету у разных доходных групп населения: поскольку доступ к этим ресурсам в основном имеют люди с высоким уровнем образования, то и работодатели размещают объявления о поиске соответствующего типа работников. Однако за последнее десятилетие масштабы доступа к интернету у домохозяйств значительно выросли: с 48% в 2010 году до 87% — в 2022-м². Это способствовало росту востребованности услуг негосударственных баз вакансий среди населения, более полному охвату ими всех групп профессий и видов экономической деятельности.

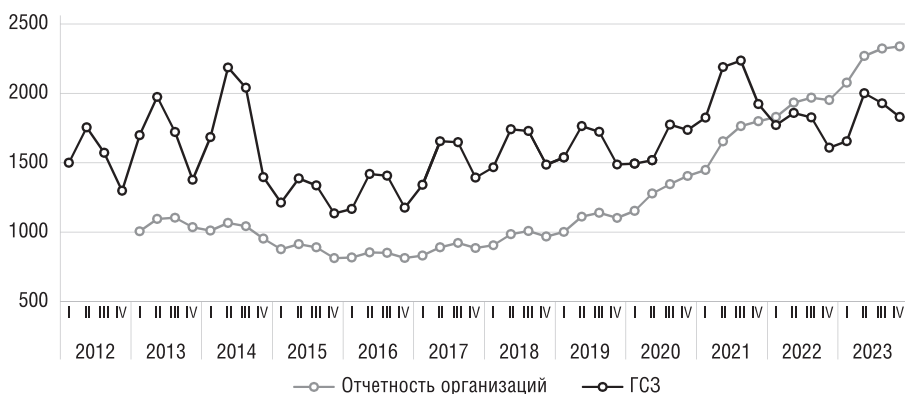
Далее, существуют значительные сложности со стандартизацией данных: в каждой базе используется свой подход в части разделения на отдельные профессии, режим работы, отрасли. Не во всех базах указывается предлагаемая работодателем заработная плата, напротив, в большинстве баз такая информация либо полностью отсутствует, либо указана только в части объявлений. Только данные, собираемые Росстатом, представлены в разрезе официальных статистических классификаторов занятий и отраслей. Поэтому для анализа ситуации с неудовлетворенным спросом в России далее используются различные базы вакансий, но предпочтение отдается данным, полученным на основании отчетности предприятий и выборочных обследований Росстата.

2. Количественные оценки дефицита рабочей силы

На рис. 1 представлено число вакансий по данным ежеквартальной отчетности предприятий и данным государственных служб занятости. С 2013 по конец 2021 года динамика этих показателей была достаточно близка. Небольшой спад в 2012–2016 годах сменяется плавным ростом в 2017–2019-м, ускорившимся в 2020–2021 годах. Согласно статистическим данным, к 2023 году достигнут максимум за последнее десятилетие потребностей в работниках, предъявляемых крупными и средними организациями. В то же время динамика числа вакансий в службах занятости

² Индикаторы цифровой экономики: 2024: статистический сборник. М.: ИСИЭЗ ВШЭ, 2024. <https://www.hse.ru/primarydata/iio/>.

с 2022 года показывает несколько иную картину, так как число вакансий снижалось и оказалось даже ниже, чем показывает статистическая отчетность крупных и средних организаций. Иными словами, с 2022 года организации направляют более полные сведения о потребности в работниках в Росстат, чем в ГСЗ.



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

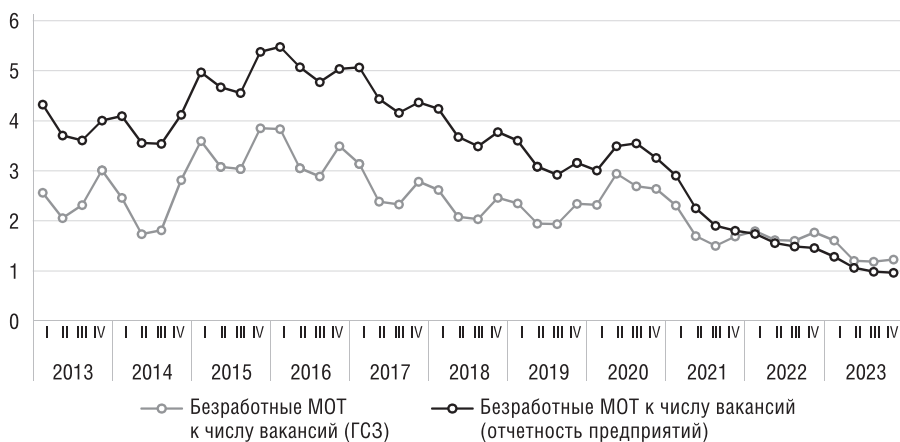
Рис. 1. Число вакансий, 2012–2023 годы (тыс.)

Fig. 1. Vacancies, 2012–2023 (thsnd)

Можно предположить, что такое расхождение связано с тем, что в условиях низкой безработицы, а также невысокой доли безработных, регистрирующихся в службах занятости, у работодателей снизились стимулы подавать точные сведения о вакантных рабочих местах в службы занятости. Также, по-видимому, данные отчетности организаций долгое время занижали объем потребности в работниках.

В итоге с 2015 года число безработных в расчете на одно свободное рабочее место снижается вне зависимости от того, какой измеритель неудовлетворенного спроса на труд использовать, что указывает на нарастание уровня дефицита рабочей силы в российской экономике (рис. 2). Если в 2016 году на одну вакансию приходилось четыре-пять безработных, то к концу 2023 года эти величины сравнялись. С учетом наличия структурного компонента безработицы это означает, что текущее количество вакансий не может быть заполнено.

Нужно отметить, что похожие изменения между спросом и предложением труда после начала пандемии наблюдались в большинстве развитых стран мира [Duval et al., 2022; Leythienne, 2024]. К концу 2021 года во всех странах — членах ОЭСР, кроме Чехии и Словакии, уровень вакансий был выше, чем в конце 2019 года [Causa et al., 2022]. Вместе с повышением уровня безработицы



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

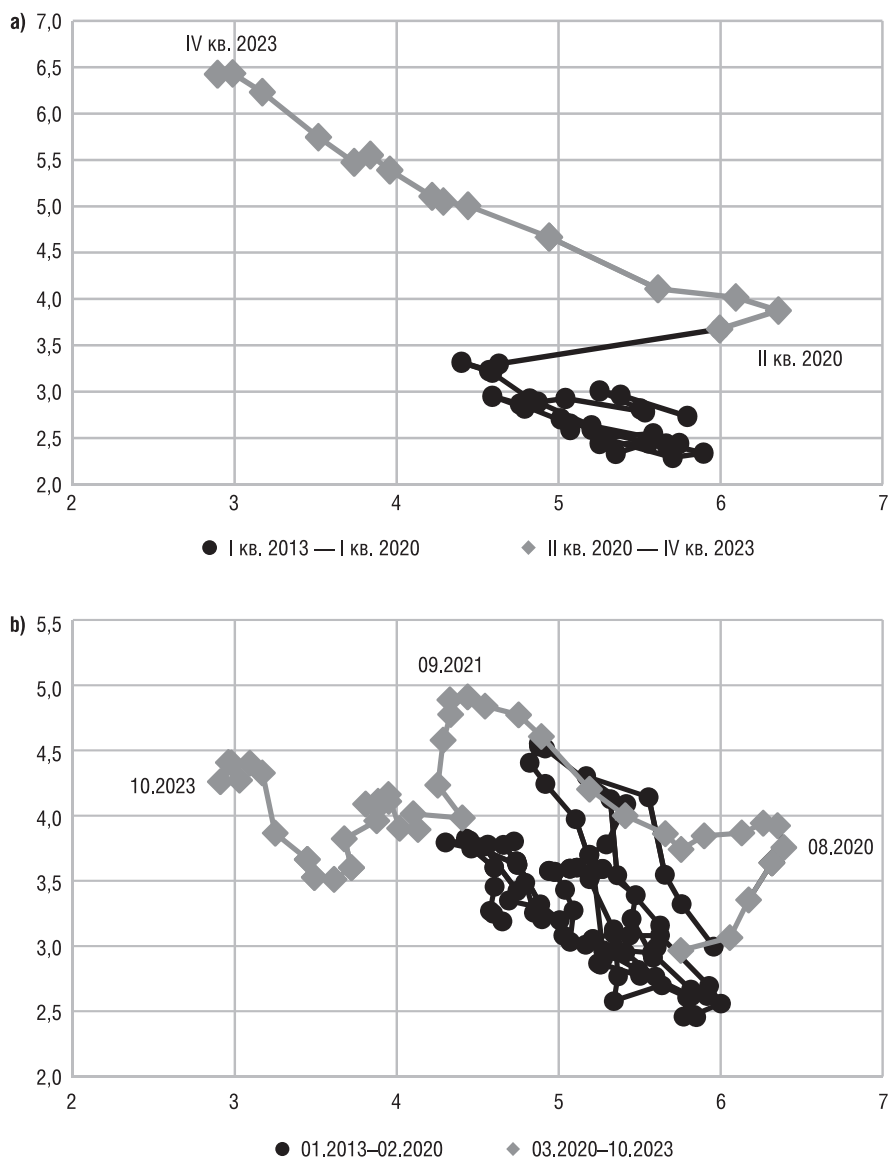
Рис. 2. Отношение числа безработных к количеству вакансий

Fig. 2. Ratio of Unemployment to Vacancies

в первые месяцы после введения мер, ограничивающих распространение инфекции, в том числе локдаунов, там также росла доля незаполненных вакансий. К настоящему времени безработица в большинстве стран вернулась к допандемийному уровню или даже опустилась ниже, тогда как доля вакансий остается на более высоком уровне.

В работе [Капелюшников, 2024] утверждается, что признаки текущего состояния рынка труда, в первую очередь рост числа (или в терминологии автора — эскалация) вакансий, фиксируется с начала 2020 года и совпадает с пандемией COVID-19. Этот вывод основывается на сдвиге кривой Бевериджа, построенной на данных отчетности организаций во II квартале 2020 года (рис. 3). Эта кривая служит основным графическим индикатором, отражающим изменения в соотношении между долей свободных рабочих мест и уровнем безработицы (по методологии МОТ) [Beveridge, 1944]. Если на протяжении 2010-х годов все наблюдения достаточно компактно укладывались в рамки одного отрезка, то с начала 2020 года кривая вышла на иную траекторию — сдвинулась вправо или наружу. Это свидетельствует об усилении рассогласованности между спросом и предложением на рынке труда и означает, что работодатели начали испытывать большие сложности с заполнением свободных рабочих мест, то есть теперь в среднем на одного безработного должно приходиться больше вакансий.

В то же время данные ГСЗ показывают иную конфигурацию сдвига: начиная с 2010 года наблюдается достаточно плотное облако распределения в координатах безработицы и вакансий. В 2023 году



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 3. Кривая Бевериджа: соотношение уровня безработицы и уровня вакансий в России, 2013–2023 годы

Fig. 3. The Beveridge Curve: Ratio of the Unemployment Rate and the Vacancy Rate in Russia, 2013–2023

произошел скорее сдвиг влево или внутрь. Такой сдвиг означает снижение диспропорций между спросом и предложением на рынке труда, так как предполагает снижение уровня вакансий при том же уровне безработицы. Иными словами, уменьшается размер структурного компонента безработицы.

Тем не менее на обеих построенных кривых точки, характеризующие ситуацию на рынке труда в конце 2023 года, находятся выше и левее, чем в среднем за период 2013–2019 годов, что свидетельствует о нарастании дефицита кадров. В условиях снизившейся до исторического минимума безработицы растет доля незаполненных рабочих мест, как показывает кривая Бевериджа³.

Таким образом, не случайно социологические обследования, в частности проведенные ИНСАП РАНХиГС⁴, показывают, что в настоящее время работники чувствуют себя в безопасности на рынке труда и выражают всё меньшую обеспокоенность по поводу рисков потери работы. На высокий или очень высокий риск потерять работу с июня 2022 года указывают лишь 9–11% работающих респондентов, и этот показатель в апреле 2024 года достиг минимума — 8%. Большинство работников (87% в апреле 2024 года) уверены в стабильном продолжении своей трудовой деятельности на нынешнем рабочем месте. В апреле текущего года около половины работников считали, что смогут легко или очень легко найти работу с такими же условиями труда и заработной платой, что на 7 п.п. выше, чем в конце прошлого года. Впервые за последние несколько лет численность таких респондентов превысила численность считающих, что сходную с имеющейся работу будет найти трудно или очень трудно. Реакция безработных также показывает рост их позитивных настроений: повышается доля безработных, которые уверены, что легко найдут работу, — за год показатель вырос на 13 п.п., а с марта 2022 года — на 19 п.п.

Тот факт, что у населения закрепился позитивный настрой относительно состояния рынка труда и своего положения на нем, сильно контрастирует с настроениями 10–20-летней давности, когда безработица являлась чуть ли не главной экономической фобией для большинства российских работников [Гимпельсон и др., 2003].

Традиционная для обследований рынка труда тема потери работы и поиска новой в обследованиях ИНСАП РАНХиГС с 2023 года была дополнена вопросами о наличии дефицита кадров на предприятиях. В декабре 2023 года больше половины (57%) опрошен-

³ Стоит отметить, что в условиях роста заработных плат на рынок труда может всё активнее привлекаться население, до этого не входившее в состав рабочей силы. В результате кривая Бевериджа не всегда в полной мере отражает степень дефицита рабочей силы.

⁴ Мониторинговые обследования населения, проведенные ИНСАП РАНХиГС с марта 2022 по апрель 2024 года, включают одинаковый набор вопросов по теме занятости и безработицы, что позволяет анализировать изменения в мнении российских граждан о состоянии рынка труда. В опросах принимали участие от 1606 до 1814 респондентов в зависимости от волны опроса, выборки репрезентировали население России в возрасте 18 лет и старше по полу, возрасту и месту проживания (город/село) с небольшим отклонением в сторону имеющих более высокий уровень образования по сравнению с данными Росстата.

ных респондентов ответили, что их организация или подразделение испытывает такой дефицит. При этом 40% сказали, что за последние три месяца ситуация ухудшилась, и лишь 7% отметили улучшение. Если обратиться к ответам руководителей, у которых есть подчиненные, работу которых они должны координировать и контролировать, то почти 60% из них подтвердили наличие дефицита кадров. При этом 40% всех респондентов признают, что нехватка работников снижает экономическую эффективность деятельности их предприятия/подразделения.

Таким образом, проблема дефицита трудовых ресурсов и ее последствий вполне осознана самими участниками рынка.

Уровень вакансий за последние несколько лет вырос по данным как отчетности организаций, так и ГСЗ, а уровень безработицы по методологии МОТ снизился до исторических минимумов. Во многом похожие тенденции наблюдаются и в других развитых странах. При этом признаки дефицита рабочей силы в России начали проявляться задолго до 2020 года.

Можно ли по сдвигу кривой Бевериджа говорить о более кардинальных изменениях на российском рынке труда, начавшихся во время пандемии COVID-19? И какая из двух кривых на рис. 3 более точно отражает ситуацию? Для ответа на эти вопросы необходимо выяснить, какие факторы влияют на кривую Бевериджа и что могло повлиять на эти факторы в 2020 году.

3. Причины дисбаланса между спросом и предложением труда

Повышение уровня вакансий при одновременном снижении числа безработных возможно в результате влияния трех факторов: существенных изменений в предложении труда и/или спросе на труд, а также как следствие нарастания дисбалансов между ними.

Предложение труда: изменение численности рабочей силы

Со стороны предложения труда на кривую могло повлиять как изменение общей численности населения в трудоспособных возрастах, так и изменение экономической активности населения.

Как показывают исследования по зарубежным странам, пандемия вызвала значительные изменения в трудовом поведении населения, повысив ценность удаленного режима работы и досуга и одновременно снизив привлекательность профессий, которые предполагают частые контакты лицом к лицу, например в сфере

общественного питания и других подобных видах услуг населению [Duval et al., 2022]. Последствием пандемии для многих развитых стран стал выход с рынка труда женщин и населения старших возрастов, которые так и не вернулись к работе после окончания пандемии. В результате уровень участия в рабочей силе в этих группах населения ниже, чем до 2020 года [Causa et al., 2022].

Как представляется, дисбаланс, в открытой форме проявившийся на российском рынке труда в 2023 году, в значительной степени был вызван долгосрочными демографическими трендами, последствия которых накапливались в течение нескольких последних десятилетий.

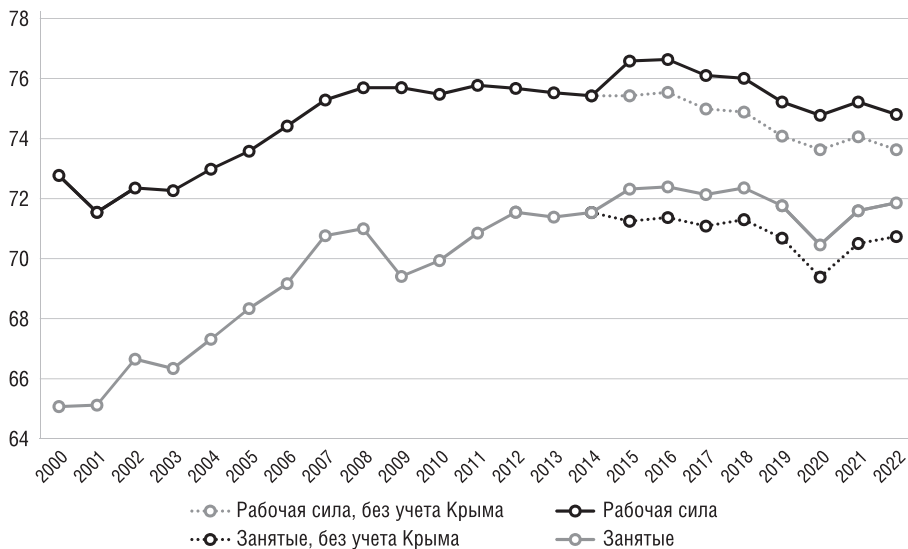
Российские границы трудоспособных возрастов начали меняться с 2019 года вследствие реформы по повышению пенсионного возраста, поэтому не подходят для исследования длительных демографических тенденций. Если использовать границы трудоспособных возрастов, применяемые для статистических оценок по странам ОЭСР, — 15–64 года⁵, то объем трудовых ресурсов в этих возрастных группах в России за период с 2010 по 2023 год снизился на 6,0% и, как показывает прогноз Росстата, снизится еще на 10,2% к 2046 году. Нужно иметь в виду, что в России уровень участия в составе рабочей силы для молодежи до 20 лет и населения старше 59 лет существенно ниже, чем в развитых странах, в то время как наиболее высока экономическая активность населения в возрасте 20–59 лет. И именно в этой группе демографические факторы носят ярко выраженный негативный характер: ее численность снизилась наиболее драматично за последнее десятилетие — на 9,2%, а к 2046 году уменьшится еще на 11,0%.

Экономическая активность населения в трудоспособных возрастах росла на протяжении последних двух десятилетий и для значительной части возрастных групп находится на уровне, близком к максимально возможному. Например, уровень участия в рабочей силе мужчин в возрасте 25–49 лет в 2022 году превышал 95%. Экономическая активность женщин ниже, особенно в возрастных группах до 39 лет, что объясняется необходимостью совмещения работы с рождением и воспитанием детей, а также ведением домашнего хозяйства, но и в этих возрастах данный показатель превышал 80%, а для 45–54-летних был выше 90%. Высокая экономическая активность в трудоспособных возрастах является фактором смягчения неблагоприятных демографических

⁵ OECD Labor Force Statistics 2022. Paris: OECD Publishing, 2023. <https://doi.org/10.1787/dc0c92f0-en>.

тенденций для рынка труда. Однако этот фактор ограничен и к настоящему времени для ряда возрастов уже исчерпан.

Несмотря на активное сокращение численности населения в возрасте 25–49 лет, рост экономической активности населения долгое время позволял обеспечить предложение труда на почти неизменном уровне. Тем не менее, достигнув пика в 2016 году, численность рабочей силы последние годы постепенно снижалась и к 2022 году уменьшилась на 1,8 млн чел., или 2,4% (рис. 4)⁶.



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 4. Численность рабочей силы и занятых (млн чел.)

Fig. 4. Labor Force and Employed Population (mln persons)

Пандемия, специальная военная операция (СВО) и последовавшие за ней мобилизация и отток части населения привели к дополнительному снижению объемов рабочей силы, причем из-за особенностей методологии их учета статистика такого падения не показывает и показать не может. По оценкам, отток граждан за рубеж мог составлять около 800 тыс. чел. [Zavadskaya, 2023]. Численность рабочей силы также снизилась за счет мобилизованных, контрактников и добровольцев. В первую очередь рынок труда покидали граждане в возрасте 25–39 лет, то есть возрастная группа, составляющая в настоящее время основную часть рабочей силы (рис. 5). Таким образом, сокращение рабочей силы всего за два года сопоставимо с падением за предшествующий десятилетний период.

⁶ Для сопоставимости рассматривалась численность рабочей силы в возрасте до 72 лет включительно.



Рис. 5. Возрастная демографическая пирамида на 1 января 2023 года (млн чел.)

Fig. 5. Age Demographic Pyramid, as of 1 January 2023 (mln persons)

В то же время рабочая сила на российском рынке труда состоит не только из российских граждан. Фактором, частично компенсировавшим нехватку российской рабочей силы в последнее десятилетие, стал дополнительный приток иностранных трудовых мигрантов: с 2021 года возобновился прерванный пандемией COVID-19 рост численности временных трудовых мигрантов (табл. 2) [Флоринская, Мкртчян, 2021].

Т а б л и ц а 2

Въезд в Россию иностранных граждан с целью работы,
2019–2023 годы (тыс. чел.)

T a b l e 2

Quarterly Influx of Foreign Citizens to Russia for Employment,
2019–2023 (thsnd persons)

	I квартал	II квартал	III квартал	IV квартал	Итого
2019	1156	1205	925	809	4095
2020	1020	2	15	47	1084
2021	193	868	854	682	2598
2022	842	816	982	829	3469
2023	1294	1237	1042	940	4512

Источник: данные ФСБ РФ: <https://fedstat.ru/indicator/38479>.

Для оценки влияния миграции на рынок труда России имеет значение не только объем ее притока, но и совокупный запас. Хотя статистика учета общей и трудовой миграции в Россию изобилует методическими и административными деталями [Флоринская,

2024], по последним официальным доступным данным МВД, всего на российском рынке труда присутствует около 3,5 млн иностранных работников⁷.

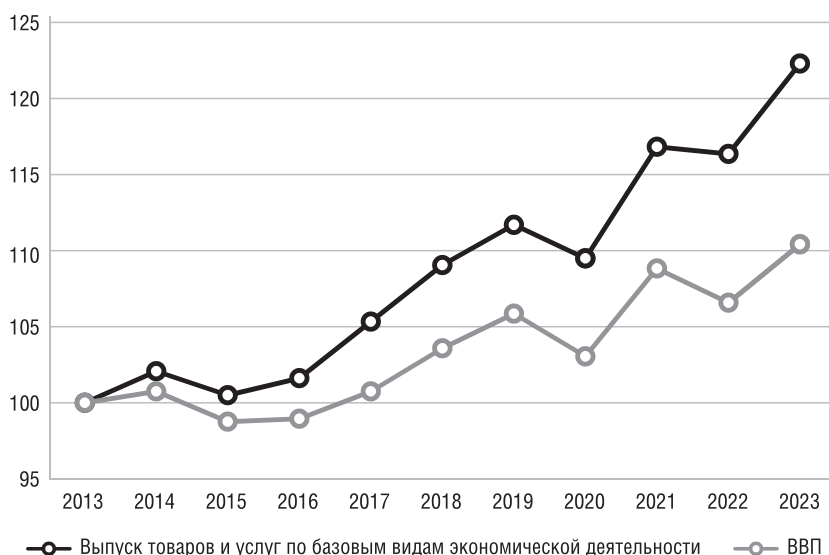
Суммируя: со стороны предложения труда наблюдается долгосрочное снижение численности рабочей силы, обусловленное демографическими тенденциями и с 2022 года — последствиями СВО. Пандемия существенного вклада в предложение труда не внесла — тренды изменений уровня экономической активности, возникшие до 2020 года, сохраняются. Единственный значимый фактор, влиявший на объем рабочей силы, который начал действовать приблизительно в это время, — повышение пенсионного возраста и соответствующий рост экономической активности населения старших возрастов, но работает он в обратную сторону — сглаживая дефицит рабочей силы.

Спрос на труд: эскалация вакансий

Сдвиг кривой Бевериджа может происходить также за счет роста спроса на работников во время и после пандемии. Если в 2020 году значительно увеличилось количество рабочих мест или выросла продолжительность рабочего времени, благодаря, например, росту продаж на ряде отраслевых рынков, такие изменения должны были неминуемо сказаться на рынке труда. В работе [Капелюшников, 2024] описан следующий возможный механизм влияния пандемии на рост спроса на труд: дополнительные дотации пострадавшим группам населения во многих развитых странах (так называемые вертолетные деньги) могли привести к росту доходов населения. Дополнительные средства сначала осели в качестве сбережений, а с момента снятия карантинных ограничений способствовали росту потребительских расходов.

Ситуация в России была иной. Данные динамики ВВП и выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности показывают экономический рост с 2015 года (рис. 6). Однако в 2020 году наблюдался значительный спад, совпавший со снижением спроса на работников. Динамика обоих показателей позволяет однозначно сказать, что спрос на рабочую силу снизился как в 2020 году, так и в 2022-м. Соответственно, логично было бы ожидать снижения числа вакансий в этот период, что в большей степени отвечает динамике этого показателя по данным государственных служб занятости.

⁷ <https://fedstat.ru/indicator/36730>.



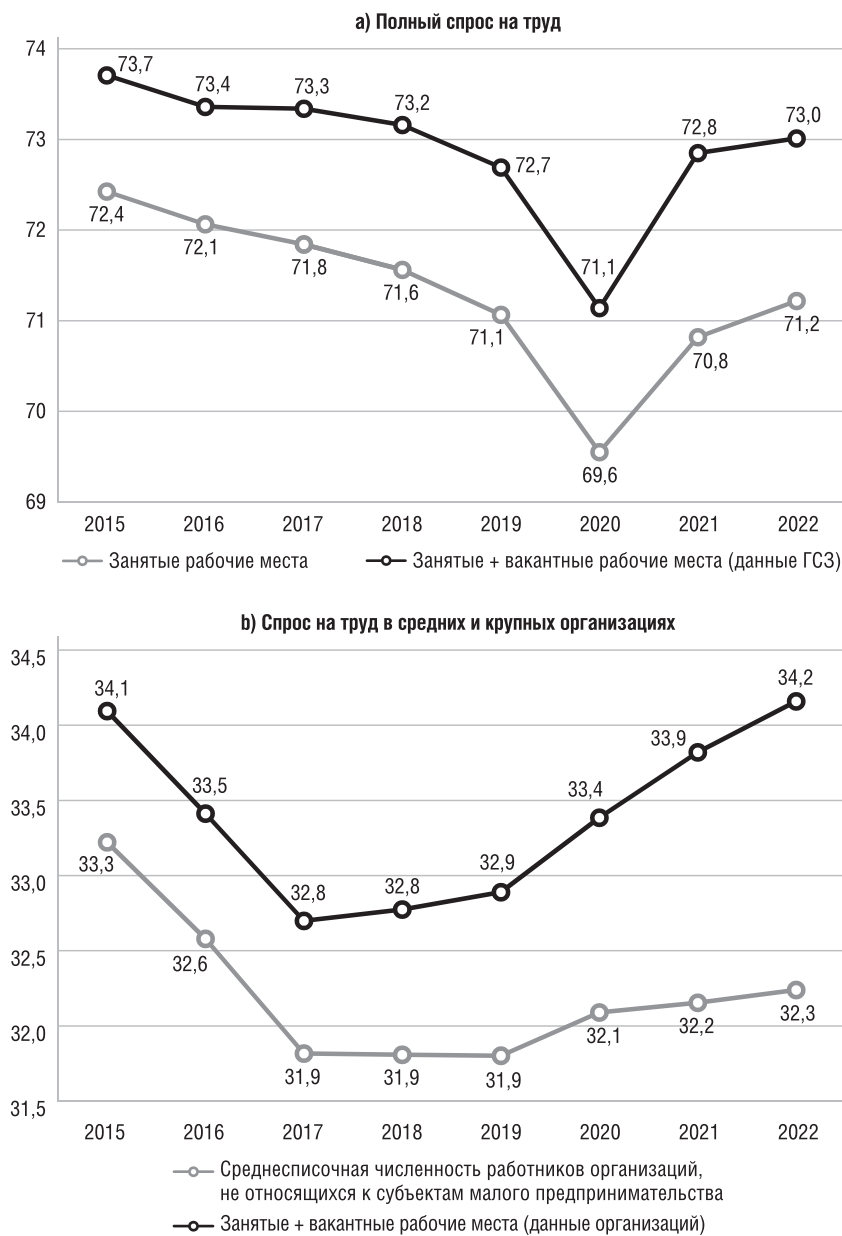
Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 6. Динамика ВВП и выпуска (2013 год = 100%)

Fig. 6. Dynamics of GDP and Output (2013 = 100%)

По аналогии с общим предложением труда, состоящим из занятых и безработных, можно построить график спроса на труд как совокупности занятых и вакантных рабочих мест (рис. 7а — рабочие места по всей экономике, рис. 7b — только в сфере средних и крупных организаций). В этом случае мы видим снижение спроса на труд в целом по экономике даже в условиях, которые, казалось бы, должны его повышать: с одной стороны, экономического роста, с другой — увеличения числа вакансий. Однако масштабы сокращения были незначительными: за период 2015–2022 годов спрос на рабочую силу снизился на 0,7 млн чел. Прежде всего это касается спроса на труд в сфере малого бизнеса и неформального сектора экономики, тогда как в секторе крупных и средних организаций с 2017 года начинается постепенный, а с 2020 года — быстрый рост спроса на работников, в первую очередь — неудовлетворенного спроса. Это говорит о начавшихся изменениях в структуре экономики, так как на протяжении последних десятилетий мобильность работников имела обратную тенденцию: они чаще переходили из сферы крупных и средних организаций в сектор малого бизнеса и неформальной занятости.

Пандемия привела к резкому сокращению общего спроса на труд, однако уже в 2021 году показатели вернулись к допандемийным значениям. В то же время внешнеэкономические шоки в 2022 году, по всей видимости, не оказали существенного влия-



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>

Рис. 7. Динамика занятых рабочих мест и общего объема рабочих мест (тыс.)

Fig. 7. Dynamics of Employment and Total Number of Jobs (thsnd)

ния на масштабы общего спроса на труд, который по своему совокупному объему не превышал значения середины 2010-х годов, однако привели к значительному росту спроса в секторе крупного и среднего предпринимательства.

Структурные изменения спроса и предложения

На расхождение кривой спроса с кривой предложения могло повлиять также усиление профессиональных и отраслевых диспропорций между профессионально-отраслевой и региональной структурами спроса и предложения на рынке труда [Капелюшников, 2023]. Если в части предложения рынок труда характеризуется низкой структурной изменчивостью, то значительные потрясения в экономике могут привести к существенным изменениям в структуре спроса на труд. В результате накопленный человеческий капитал тех безработных, которые оказались без работы не в силу слабых компетенций, а в результате не зависящих от них причин, не будет совпадать с требованиями новых вакансий в изменившихся экономических условиях. Пандемия, по-видимому, привела к неожиданной перестройке структуры экономики, к которой рабочей силе не удалось адаптироваться в столь короткие сроки. В России такие изменения могли произойти также в результате введения экономических санкций в 2022–2023 годах [Капелюшников, 2023]. Очевидно, что если за небольшой промежуток времени структура экономики значительно изменилась, а работники не успели быстро приспособиться к новым условиям, то этим можно объяснить значительные сдвиги в структуре неудовлетворенного спроса на труд.

При анализе профессиональной, отраслевой и региональной структуры свободных рабочих мест на основе официальных данных невозможно построить единый методологический ряд: на длительном промежутке времени нельзя использовать единые временные рамки. Это обусловлено, во-первых, особенностями баз данных (например, информация в разрезе профессий доступна только по данным выборочного обследования, проводящегося раз в два года), во-вторых, сменой классификаторов отраслей (действующий в настоящее время ОКВЭД2 вступил в силу в середине 2016 года) и профессий (ОК 010-2014 вступил в силу в середине 2015 года, однако на наиболее высоком уровне иерархии изменения были минимальны). Поэтому изменения в отраслевом разрезе анализируются за 2017–2023 годы, в профессиональном разрезе — за 2008–2022 годы, в региональном — за 2015–2023 годы. Анализ основывается на данных статотчетности и обследований организаций, так как другие данные, которые бы позволили исследовать спрос за столь длительный период, отсутствуют.

Для анализа ежегодных структурных изменений использован индекс Салаи, позволяющий оценить различия в удельных весах

элементов между двумя совокупностями. Коэффициент Салаи рассчитывается по следующей формуле:

$$K_{\text{Сал}} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{s_{bi}-s_{ai}}{s_{bi}+s_{ai}} \right)^2},$$

где s_{bi} и s_{ai} — удельные веса элемента i в совокупностях a и b , n — общее количество элементов в совокупностях a и b .

Значение коэффициента варьируется в пределах от 0 до 1, где 0 отражает тождественность структур, 1 — отсутствие в их структуре сходных элементов. Дополнительным преимуществом коэффициента Салаи является то, что полученная оценка не зависит от количества элементов, из которых состоит совокупность [Трифонов, Веселова, 2015].

В табл. 3 представлены значения индекса Салаи, отражающие, насколько сильно менялась структура вакансий в разрезе отраслей, профессий и регионов ежегодно (отрасли, регионы) или раз в два года (профессии).

Т а б л и ц а 3

Индексы Салаи по изменениям в структуре вакансий
в разрезе отраслей, профессий и регионов

Table 3

Salai Indices for Changes in the Structure of Vacancies by Industry, Occupation, and Region								
	2016/ 2015	2017/ 2016	2018/ 2017	2019/ 2018	2020/ 2019	2021/ 2020	2022/ 2021	2023/ 2022
Отрасли			0,077	0,079	0,076	0,087	0,060	0,087
Регионы	0,052	0,049	0,043	0,039	0,042	0,053	0,053	0,042
	2010/ 2008	2012/ 2010	2014/ 2012	2016/ 2014	2018/ 2016	2020/ 2018	2022/ 2020	
Профессии	0,096	0,035	0,044	0,161	0,063	0,050	0,037	

Отраслевая структура вакансий существенно изменилась между 2017 и 2023 годами: росли доли отраслей промышленности и низкоквалифицированных видов услуг (торговля, гостиничный и ресторанный бизнес, административная деятельность), тогда как снижались доли бюджетных отраслей. Такие существенные изменения, по всей видимости, могли быть вызваны не только ростом самих перечисленных секторов экономики, но и расширением охвата статистическим учетом потребностей в рабочей силе у коммерческих организаций. Иными словами, всё больше организаций различных отраслей стали сообщать о числе вакантных рабочих мест.

При этом изменения были относительно плавными на протяжении рассматриваемого периода. Динамика индекса Салаи показывает, что структурные изменения несколько интенсифицировались в 2021 и 2023 годах. Однако говорить о масштабной перестройке экономики и, соответственно, заметных сдвигах в структуре спроса на труд вследствие пандемии и экономических санкций сложно. Тенденции, отмеченные до 2020 года, продолжились и в следующий период, переломов трендов статистика не показывает. Заметным исключением является деятельность в сфере информации и связи, которая сначала активно расширялась (с 2,4% в 2017 году до 3,0% к 2021-му), после чего последовало падение (до 2,6% в 2023 году). Еще одна отрасль, спрос на труд в которой сначала активно рос (до 2019 года), а затем начал снижаться, — деятельность в области финансов и страхования.

Анализ вакансий в профессиональном разрезе также не позволяет выявить значительных структурных изменений после 2020 года. Структура в целом изменяется в сторону роста доли свободных рабочих мест, требующих низкого уровня квалификации: работников сферы обслуживания и торговли, охраны граждан и собственности, операторов производственных установок и машин, сборщиков и водителей. Наибольший уровень вакантных рабочих мест характерен для групп рабочих профессий, а также профессий в сфере обслуживания и торговли, охраны граждан и собственности. Среди специалистов средней и высокой квалификации уровень незакрытых вакансий остается значительно ниже, исключением являются специалисты в области здравоохранения, то есть врачи: уровень вакансий в этой группе к 2022 году составлял 10,3%, тогда как, например, по специалистам в области ИКТ — только 5,7%.

Динамика индекса Салаи показывает, что темпы изменений в структуре неудовлетворенного спроса сохраняются практически неизменными с 2018 и даже с 2010 года. Существенный скачок отмечен в 2016 году, что можно объяснить сменой классификатора профессий, а не фактическими изменениями в экономике. В то же время резких изменений в структуре вакансий в 2020 и 2022 годах не отмечено. Для сравнения: кризис 2009 года привел к значимым изменениям в структуре спроса на рабочую силу, о чем свидетельствует рекордное за весь исследуемый период значение индекса реструктуризации.

Наконец, достаточно значительные изменения происходили в распределении вакансий по регионам. Всё в большей степени неудовлетворенный спрос концентрировался в регионах Цен-

трального федерального округа, и к 2023 году на него приходилось 36,9% всех вакансий, из которых около половины — в Москве, четверть — в Московской области. Значительный спрос на труд предъявлялся регионами Приволжского и Северо-Западного федеральных округов, в последнем около половины составлял спрос Санкт-Петербурга и Ленинградской области. В то же время в регионах Северного Кавказа спрос остается крайне низким.

Централизация спроса на труд в рамках Московской агломерации наблюдалась в течение всего исследуемого периода, а в 2021–2022 годах, как показывает динамика индекса реструктуризации, она даже ускорилась. При этом неудовлетворенный спрос на труд в других регионах сокращался, причем наибольшими темпами — на Дальнем Востоке. Даже санкции 2022–2023 годов не привели, как показывает статистика, к изменению векторов востребованности рабочей силы в стране, хотя их влияние на экономику различалось в зависимости от специализации региона [Зубаревич, 2024]. Дальний Восток остается центром оттока, а не притока рабочей силы.

Стоит подчеркнуть особо: анализ вакансий на основе данных организаций не показывает значительного нарастания спроса на труд в 2022–2023 годах как следствия СВО и импортозамещения. По всей видимости, в рамках российской экономики масштабы импортозамещения оказались достаточно ограниченными, а рост востребованности работников в сфере ОПК был быстро погашен за счет резкого увеличения заработных плат в этой отрасли. В результате структура неудовлетворенного спроса оставалась достаточно стабильной.

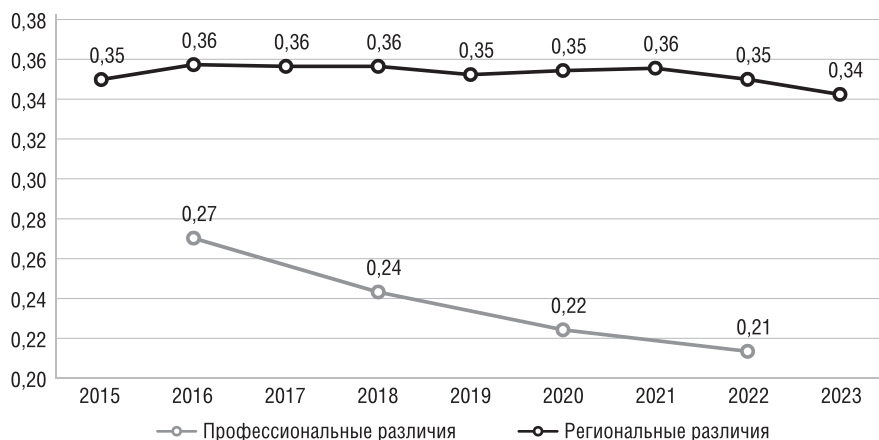
Если в структуре неудовлетворенного спроса на работников не заметно значительных изменений с начала 2020 года, возможно, изменилась структура безработицы. Как известно, структурная безработица возникает в результате расхождений между имеющимися у безработных квалификациями и требуемыми в рамках вакансий. Чем больше спрос и предложение не совпадают между собой, тем дольше безработные будут искать работу при одновременно сохраняющемся высоком уровне вакансий. Безработным требуется потратить время и усилия для переобучения и получения новых навыков.

Для определения степени квалификационных различий между спросом и предложением можно сделать оценку несоответствий между профессиональной структурой вакансий и структурой безработных в разрезе прошлого опыта работы. Очевидно, что последний дает лишь частичную картину имеющихся квалифика-

ций безработного, к тому же при таком анализе исключаются те, кто впервые вышел на рынок труда. Тем не менее использование этого показателя позволяет получить приблизительную оценку имеющихся структурных диспропорций.

Еще одним фактором возникновения структурной безработицы являются географические различия в локализации спроса и предложения на рынке труда. Хорошо известно, что в России существует значительная региональная дифференциация: имеются как трудоизбыточные регионы с высоким уровнем безработицы (республики Северного Кавказа и Южной Сибири), так и трудодефицитные регионы с высоким уровнем вакансий (регионы с крупными агломерациями).

Для оценки межструктурных различий между вакансиями и безработными в разрезе профессий и регионов нами также использовался коэффициент Салаи, однако в этом случае он применялся с иной целью: не сравнить межгодовые изменения в структуре одного показателя, а исследовать степень различий в структурах двух разных показателей в один и тот же момент времени (рис. 8).



Источник: рассчитано авторами на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 8. Динамика профессиональных и региональных различий между безработными и вакансиями, индекс Салаи

Fig. 8. Dynamics of Occupational and Regional Differences Between Unemployment and Vacancies, Salai Index

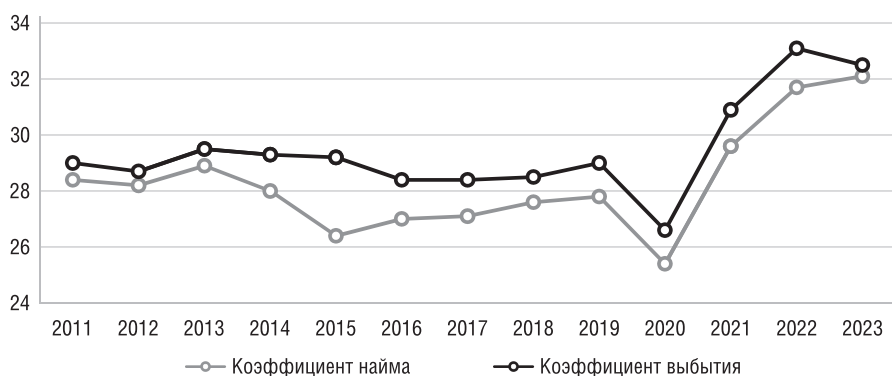
Оценки индекса Салаи показывают, что региональные различия оказываются для российского рынка труда гораздо более существенными, чем профессиональные. Различна и динамика этих показателей. Региональные диспропорции оказались практически

постоянными на протяжении последнего десятилетия, немного снизившись в 2022–2023 годах. В то же время профессиональные различия существенно сократились. Таким образом, мы не находим подтверждения гипотезы, что внешние шоки 2020–2023 годов привели к росту диспропорций между спросом и предложением на российском рынке труда. Наоборот, более вероятным является сдвиг кривой Бевериджа влево в последние несколько лет вследствие экономических санкций и шокового изменения численности рабочей силы в 2022–2023 годах.

Анализ неудовлетворенного спроса на труд показывает существенное изменение его структуры за последнее десятилетие. Однако какие-либо заметные сдвиги трендов именно после 2020 года отсутствуют, что противоречит гипотезе значительных структурных трансформаций вследствие пандемии, как утверждается в работе [Капелюшников, 2024]. Рост числа вакансий и изменения в их структуре представляются атипичными и слабо отражают изменения, которые происходили в этот период в экономике. Нужно иметь в виду, что этот факт скорее подтверждает другую гипотезу: рост числа вакансий по данным организаций свидетельствует не столько о росте объемов спроса на рабочую силу, сколько об улучшении качества учета вакантных рабочих мест вследствие административного фактора — давления на работодателей.

Динамика оборота рабочей силы

Можно дать еще одно объяснение сдвигу кривой Бевериджа. Динамика уровней вакансий и безработицы отражает не только изменения в предложении и спросе на рынке труда, но и изменения в обороте кадров. Увеличение текучести кадров при прочих равных приводит одновременно к увеличению как количества вакансий, так и числа безработных, что также сдвигает кривую Бевериджа вправо вверх. Это может быть вызвано, например, изменением структуры экономики, ростом доли отраслей, для которых характерны более высокие обороты найма и увольнения сотрудников: строительства, торговли, деятельности гостиниц и предприятий общественного питания. Как показывает статистика Росстата по крупным и средним предприятиям, оборот кадров действительно повышался последние несколько лет (рис. 9). Однако рост начался с 2021 года, тогда как в 2020-м на фоне пандемии этот показатель существенно снизился. Иными словами, изменения в обороте рабочей силы должны были толкать кривую Бевериджа в 2020 году влево вниз, но никак не вправо вверх.



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 9. Динамика долей нанятых и выбывших (% общей численности занятых)

Fig. 9. Dynamics of the Workforce Percentage Hired and Dismissed (% of total employment)

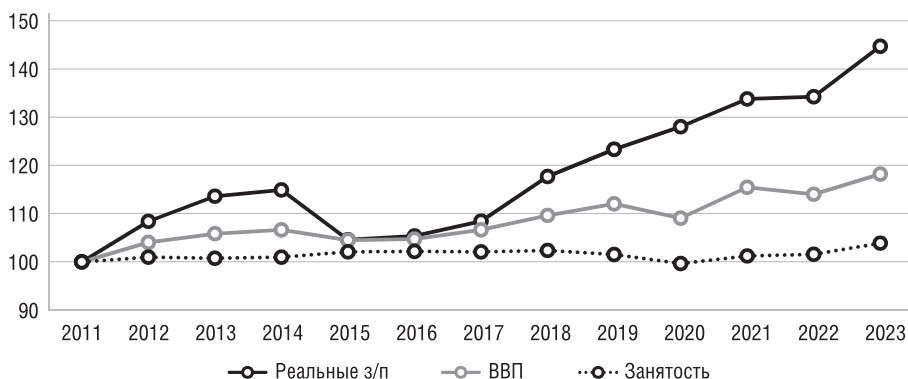
Проведенный анализ показал, что наибольший вклад в возрастающий дефицит кадров вносили долгосрочные факторы. Численность рабочей силы снижалась более быстрыми темпами, чем спрос на нее. К тому же за исследуемый период значительно изменилась структура спроса на труд. В то же время вклад изменений 2022–2023 годов был достаточно ограниченным и в первую очередь определялся снижением объемов предложения труда в результате мобилизации и релокации. Изменения в объеме и структуре спроса на рабочую силу были обусловлены прежде всего долгосрочными тенденциями. Более того, уровень диспропорций между спросом и предложением с 2016 года даже снизился, что и привело к уменьшению структурной безработицы. Другим значимым фактором последних лет, оказавшим влияние на рынок труда, является значительное сокращение спроса на труд в 2020 году в ответ на пандемию и введение различных мер по ее ограничению. Однако уже к концу 2021 года российскому рынку труда удалось избавиться от последствий пандемии.

4. Способы смягчения диспропорций на российском рынке труда

С начала 1990-х годов балансировка рынка труда в России и смягчение диспропорций осуществлялись через подстройку заработной платы. Нет оснований считать, что в будущем работодатели откажутся от этого инструмента, — в перспективе равновесие будет находиться за счет подстройки заработной платы.

Ускорение роста заработной платы наблюдалось одновременно с увеличением объемов неудовлетворенного спроса на труд: за пе-

риод с 2018 по 2023 год заработные платы в реальном выражении выросли на 33%, тогда как ВВП — только на 11% (рис. 10). В наибольшей степени разрыв увеличился в 2023 году, что подтверждают и социологические опросы ИНСАП РАНХиГС: 17% работающих респондентов в 2023 году сообщили о росте заработных плат за последние три месяца, тогда как в 2022 году таких было не более 9–10%.



Источник: составлено на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 10. Динамика занятости, реальных заработных плат и ВВП (2011 год = 100%)

Fig. 10. Dynamics of Employment, Real Wages, and GDP (2011 = 100%)

Можно предположить, что высокие темпы роста заработных плат сохранятся. Но удастся ли им привести спрос и предложение на рынке труда в состояние равновесия? Сегодня, как показывает статистика по вакансиям и безработным, механизм адаптации рынка труда к шокам предложения и спроса через изменение цены на труд не смог предотвратить нарастания проблемы дефицита рабочей силы. По всей видимости, этот механизм имеет свои пределы.

Российский рынок труда в настоящее время имеет и другие возможности смягчения дисбалансов между спросом и предложением.

Основным драйвером со стороны предложения может быть вовлечение на рынок труда тех групп населения, которые в настоящее время в нем участвуют слабо. В этом контексте значительное влияние оказывает повышение пенсионного возраста [Горлин и др., 2018]. По нашим оценкам, за счет роста экономической активности населения старших возрастов за период 2018–2022 годов общая численность рабочей силы увеличилась на 1,5 млн чел., или

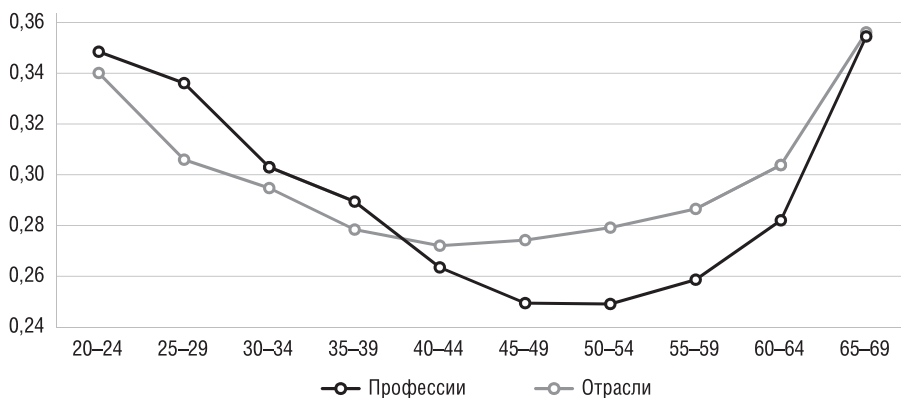
на 2,0%. Уровень участия в рабочей силе увеличился на 12,8 п.п. для 55–59-летних женщин, на 10,6 п.п. — для 60–64-летних мужчин, из них для 55–56-летних женщин — на 17–18 п.п., для 60–61-летних мужчин — на 17–19 п.п. Суммарно к 2030 году, по нашим оценкам, пенсионная реформа приведет к увеличению численности рабочей силы на 3,7 млн чел.

Стоит отметить, что население старших возрастов продолжает занимать особое место на российском рынке труда, в значительной степени отличающееся от того, которое занимают более молодые возрастные группы. Для сравнения структуры занятых в старших возрастах и в других возрастах, а также тех, кто наиболее востребован на рынке труда, использовались индексы Салаи. Занятость рассматривалась в двух разрезах: профессиональном и отраслевом по данным 2022 года. Структура занятости различных пятилетних возрастных групп сравнивалась со структурой вакансий, полученных на основе данных организаций. Чем ближе между собой структуры, тем ближе значение индекса к 0, при полном несовпадении структур индекс будет стремиться к 1.

Наиболее близки к структуре вакансий структуры занятости наиболее старших и наиболее младших возрастных групп (рис. 11). При этом при сравнении профессиональных структур наибольшее сходство наблюдается в группе 45–64-летних, то есть в тех возрастах, которые в большей степени оказываются затронутыми пенсионной реформой. Для 55–59-летних коэффициент Салаи составляет 0,27, а для 60–64-летних — 0,29, тогда как для 30–39-летних — 0,31–0,32. Таким образом, в старших возрастных группах люди заняты на тех профессиях, которые в настоящее время востребованы на рынке труда.

Несколько иную картину показывает сравнение в разрезе отраслей. Больше всего совпадений между структурой вакансий и структурой занятости отмечается у 40–44-летних (индекс Салаи составляет 0,27). У 55–64-летних индекс структурных различий несколько выше — 0,29–0,30. Таким образом, работники старших возрастов работают на востребованных рынком труда профессиях, но не в самых востребованных отраслях.

Повышение пенсионного возраста позволяет восполнить нарастающий дефицит кадров, однако напомним, что действие этого фактора ограничено по времени и процесс перехода на новые возрастные пороги (65 лет для мужчин и 60 лет — для женщин) завершается в 2028 году, за пределами которого экономическая активность в постпенсионных возрастах будет определяться не



Источник: рассчитано авторами на основе данных Росстата: <https://fedstat.ru>.

Рис. 11. Профессиональные и отраслевые различия между структурой вакансий и структурой занятости в разрезе возрастных групп, индекс Салаи, 2022 год

Fig. 11. Occupational and Industrial Differences in the Age Distribution of Vacancies and Employment, Salai Index, 2022

законодательными нормами, а добровольным решением возрастных работников оставаться в сфере занятости. Заметим, что решение о возобновлении с 2025 года индексации пенсий работающим пенсионерам, вероятно, будет способствовать некоторому повышению экономической активности лиц постпенсионных возрастов.

Уровень участия в рабочей силе молодежи и матерей с детьми всё еще достаточно низок. Средний возраст выхода на рынок труда составляет, по нашим оценкам, около 22 лет для мужчин и 21 года — для женщин, и этот показатель остается устойчивым с 2010 года, даже несмотря на снижение распространенности получения высшего образования при росте востребованности среднего профессионального, в первую очередь по программам подготовки специалистов среднего звена [Шугаль и др., 2022].

Дефицит кадров и восстановление экономического роста, по всей видимости, привели к росту продолжительности рабочего времени на предприятиях. Согласно данным организаций, продолжительность рабочего времени в среднем на одного работника по крупным и средним предприятиям составила 1772 часа в год, что является максимальным значением более чем за десятилетие. В целом среднее годовое количество часов отработанного времени в 2023 году оказалось на 24,7 часа выше, чем в 2011–2019 годах. Согласно социологическим опросам ИНСАП РАНХиГС, от 10 до 12% опрошенных в зависимости от раунда опроса свидетельствуют, что их рабочее время увеличивается.

Наконец, насколько эффективен для российского рынка труда миграционный приток рабочей силы? Как отмечалось выше, в 2022–2023 годах он возрос, однако, во-первых, в очень высокой степени подвержен количественным колебаниям и воздействиям со стороны экономических и политических факторов, прежде всего проводимой миграционной политики, которая имеет выраженные черты ужесточения, во-вторых, для покрытия кадрового дефицита принципиальное значение имеет профессионально-отраслевая структура миграции. Хотя точные данные об этой структуре малодоступны, практически все имеющиеся источники [Мукомель, 2024; Флоринская, 2024] свидетельствуют, что большинство мигрантов работают в торговле, строительстве, производстве услуг, на транспорте и в домохозяйствах россиян, то есть в секторах, не требующих высокого уровня компетенций, и значительно реже заняты в тех отраслях, где требования к качеству рабочей силы относительно высоки. Наиболее показательно, что численность официально оформленных высококвалифицированных специалистов, в отношении которых действует особый режим въезда и пребывания в России, даже в самые благоприятные периоды не превышала 45 тыс. чел. в год (в 2021 году это была максимальная численность), а в последующие два года составляла чуть более 30 тыс., что является для российского рынка труда бесконечно малой величиной.

Заключение

Дефицит рабочей силы в России по демографическим причинам был предсказуем и не стал неожиданностью: на рынке труда происходит замещение многочисленных поколений 1950–1960-х годов рождения прискорбно малочисленным поколением 1990-х — начала 2000-х годов рождения. Российский рынок труда уже не раз сталкивался с последствиями неравномерности половозрастной пирамиды и преодолевал ее относительно благополучно: каждый раз находились механизмы и резервы, которые позволяли минимизировать экономические потери. Однако сегодня к демографическим факторам, действующим в сторону снижения численности трудовых ресурсов, добавляются факторы внешнеполитического характера, а именно уход с рынка труда работников относительно молодых возрастных групп, изначально малочисленных, в связи с СВО и релокацией.

Спрос на труд в то же время оставался практически постоянным, что привело к нарастанию объема вакансий с 2016 года. Ис-

ключением стало значительное снижение спроса на рабочую силу в 2020 году, но уже к 2021-му этот показатель вернулся на допандемийный уровень. При этом структура неудовлетворенного спроса на труд также существенно изменилась: опережающими темпами рос спрос на работников в сфере торговли, обрабатывающей промышленности и строительстве, тогда как в бюджетных отраслях он оставался практически неизменным. В профессиональном разрезе наблюдался сдвиг в сторону работ, требующих довольно низкого уровня квалификации: работников сферы обслуживания и торговли, охраны граждан и собственности, операторов производственных установок и машин, сборщиков и водителей. В региональном разрезе спрос по-прежнему концентрировался в крупных агломерациях, в первую очередь столицах. Все указанные тенденции сохранялись и даже ускорились после 2020–2022 годов. Более того, сравнение структуры вакансий со структурой безработицы показывает скорее признаки снижения диспропорций между спросом и предложением на рынке труда, также начавшегося до 2020 года. Это позволяет сделать вывод, что ни пандемия, ни экономические санкции не привели к существенным сдвигам на рынке труда — тенденции нарастания дефицита рабочей силы начали проявляться еще во второй половине 2010-х годов.

В ходе настоящего кризиса, несмотря на его глубину и продолжительность, также действуют факторы, компенсирующие демографически обусловленный количественный дефицит рабочей силы.

Во-первых, это повышение пенсионного возраста как фактор сокращения оттока работников с рынка труда. При этом, как показывает наш анализ, речь идет не только о количественной компенсации, но и частично о структурной.

Во-вторых, трудовая миграция в РФ как фактор притока рабочей силы возросла до предковидного уровня, что также оказывает положительное влияние на количественные показатели предложения на рынке труда в российской экономике.

В-третьих, происходящая отраслевая и секторальная реструктуризация занятости является механизмом, позволяющим избежать острой нехватки работников в системообразующих секторах экономики. Главным механизмом такой структурной перестройки является опережающий рост заработных плат в системообразующих экономических секторах.

В-четвертых, с целью интенсификации использования имеющихся трудовых ресурсов работодатели будут стремиться увеличивать продолжительность рабочего времени.

В совокупности эти процессы хотя и не полностью компенсируют дефицит, но смягчают действие факторов сокращения предложения труда в краткосрочной перспективе. Однако в средние и долгосрочной перспективе это влияние не столь очевидно.

Повышение пенсионного возраста имеет временное ограничение и завершается в 2028 году. Миграционные притоки также крайне неустойчивы и зависят от большого числа экономических и внеэкономических факторов. Однако главное влияние этих факторов имеет не количественное, а структурное измерение. Повышение пенсионного возраста приводит на рынок труда рабочую силу с устаревшими компетенциями, а восстановление миграционного притока — с низкими компетенциями. Следовательно, эти притоки, компенсирующие количественный дефицит, в реальности снижают производительность труда и не соответствуют долгосрочным изменениям в структуре спроса на рабочую силу, во всяком случае в той ее части, которая связана с развитием высокотехнологичных секторов экономики. Это вызов для работников относительно молодых трудоспособных возрастов с высоким уровнем образования. Другими словами, повышение пенсионного возраста и миграция, частично компенсируя сегодня дефицит кадров, в перспективе будут действовать в сторону снижения производительности труда в экономике.

Гибкость заработной платы, которая в течение трех десятилетий служила главным инструментом выравнивания дисбалансов на российском рынке труда, в настоящее время уже не полностью выполняет свою функцию в силу значительно возросшего масштаба неудовлетворенного спроса на труд.

Повышение фонда рабочего времени также имеет свои границы, как естественные, так и законодательные. Рабочее время регулируется действующим Трудовым кодексом, и, согласно его базовым положениям, стоимость рабочей силы значительно увеличивается, в случае если работодатель превышает нормативные ограничения по продолжительности рабочего дня. Слабый инфорсмент трудового законодательства, конечно, дает работодателю некоторые подобные возможности, но масштабное увеличение рабочего времени вряд ли возможно без изменения трудового законодательства.

На основе проведенного анализа можно сделать вывод, что меры по преодолению текущего дефицита рабочей силы имеют неоднозначные, часто негативные последствия для производительности труда, качества человеческого капитала и экономики в целом. Решение текущего дефицита рабочей силы лежит

в двух плоскостях: его можно компенсировать имеющимися резервами — содействовать притокам рабочей силы и противодействовать ее оттокам. Однако эти меры будут оказывать лишь частичное и краткосрочное воздействие. Долгосрочное и стратегическое решение — рост производительности труда, что требует реструктуризации экономики, развития ее высокотехнологичных секторов, инвестиций в экономику, образование и рост человеческого капитала.

Литература

1. Гимпельсон В., Капельюшников Р., Ратникова Т. Велики ли глаза у страха? Страх безработицы и гибкость заработной платы в России // Экономический журнал ВШЭ. 2003. № 3. С. 341–370.
2. Гимпельсон В. Е., Капельюшников Р. И. Российская модель рынка труда: ценовое измерение // Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В. Е. Гимпельсона, Р. И. Капельюшникова. М.: Изд. дом ГУ-ВШЭ, 2008. Гл. 1. С. 18–96.
3. Горлин Ю. М., Ляшок В. Ю., Малева Т. М. Повышение пенсионного возраста: позитивные эффекты и вероятные риски // Экономическая политика. 2018. № 1. С. 148–178.
4. Зубаревич Н. В. Регионы России в конце 2023 г.: удалось ли преодолеть кризисный спад? // Вопросы теоретической экономики. 2024. № 1. С. 34–47. DOI: 10.52342/2587-7666VTE_2024_1_34_47.
5. Капельюшников Р. И. Российский рынок труда: статистический портрет на фоне кризисов // Вопросы экономики. 2023. № 8. С. 5–37. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-8-5-37.
6. Капельюшников Р. И. Экспансия вакансий на российском рынке труда: динамика, структура, триггеры // Вопросы экономики. 2024. № 7. С. 81–111. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2024-7-81-111>.
7. Механизмы российского рынка труда / под ред. Е. Т. Гурвича, Е. С. Вакуленко. М.: Дело, 2016.
8. Мукомель В. И. Трудовая миграция в России: адаптация к трансформациям рынка труда // Журнал Новой экономической ассоциации. 2024. № 2(63). С. 233–240. DOI: 10.31737/22212264_2024_2_233-240.
9. Солнцев С. А., Емелина Н. К., Лопатина М. В. Особенности безработицы на российском рынке труда: информационный бюллетень. М.: Изд. дом ВШЭ, 2021. DOI: 10.17323/978-5-7598-2283-7.
10. Трифонов Ю. В., Веселова Н. В. Методологические подходы к анализу структуры экономики на региональном уровне // Вопросы статистики. 2015. № 2. С. 37–49. DOI: 10.34023/2313-6383-2015-0-2-37-49.
11. Флоринская Ю. Ф. Трудовая миграция в Россию: сокращение потоков на фоне мало меняющейся географии // Журнал Новой экономической ассоциации. 2024. № 2(63). С. 223–232. DOI: 10.31737/22212264_2024_2_223-232.
12. Флоринская Ю. Ф., Мкртчян Н. В. Миграция в Россию: самый низкий уровень за десятилетие // Экономическое развитие России. 2021. Т. 28. № 1. С. 50–54.
13. Шугаль Н. Б., Сутырина Т. А., Озерова О. К. Образовательные стратегии обучающихся: изменения за 20 лет: информационный бюллетень. М.: Изд. дом ВШЭ, 2022. DOI: 10.17323/978-5-7598-2695-8.
14. Beveridge W. H. Full Employment in a Free Society. New York: W. W. Norton & Company, 1944.
15. Causa O., Abendschein M., Luu N., Soldani E., Soriolo C. The Post-COVID-19 Rise in Labour Shortages. Paris: OECD Economics Department. Working Papers No 1721. 2022.

16. Duval K., Ji Y., Li L., Oikonomou M., Pizzinelli C., Shibata I., Sozzi A., Tavares M. M. Labor Market Tightness in Advanced Economies // International Monetary Fund eLibrary. 2022. Vol. 22. No 1. DOI: 10.5089/9798400204340.006.
17. Zavadskaya M. The War-Induced Exodus From Russia: A Security Problem or a Convenient Political Bogey? FIIA Briefing Paper. Vol. 358. 2023.

References

1. Gimpelson V., Kapeliushnikov R., Ratnikova T. Veliki li glaza u strakha? Strakh bezrobotitsy i gibkost' zarabotnoy platy v Rossii [Eyes Wide With Fear? Fear of Unemployment and Wage Flexibility in Russia]. *Ekonomicheskiy zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2003, vol. 7, no. 3, pp. 341-370. (In Russ.)
2. Gimpelson V. Ye., Kapeliushnikov R. I. Rossiyskaya model' rynka truda: tsenovoe izmenenie [The Russian Labor Market Model: Price Measurement]. In: Gimpelson V. Ye., Kapeliushnikov R. I. (eds.). *Zarabotnaya plata v Rossii: evolyutsiya i differentsiatsiya [Wages in Russia: Evolution and Differentiation]*. Moscow, HSE Publishing House, 2008. (In Russ.)
3. Gorlin Yu. M., Lyashok V. Yu., Maleva T. M. Povyshenie pensionnogo vozrasta: pozitivnye efekty i veroyatnye riski [Pension Age Increase: Positive Effects and the Possible Risks]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2018, vol. 13, no. 1, pp. 148-179. (In Russ.)
4. Zubarevich N. Regiony Rossii v kontse 2023 g.: udalos' li preodolet' krizisnyy spad? [Regions of Russia at the End of 2023: Have They Managed to Overcome the Crisis Recession?]. *Voprosy teoreticheskoy ekonomiki [Issues of Economic Theory]*, 2024, no. 1, pp. 34-47. DOI: 10.52342/2587-7666VTE_2024_1_34_47. (In Russ.)
5. Kapeliushnikov R. I. Rossiyskiy rynek truda: statisticheskiy portret na fone krizisov [The Russian Labor Market: A Statistical Portrait During the Crises]. *Voprosy ekonomiki*, 2023, no. 8, pp. 5-37. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-8-5-37. (In Russ.)
6. Kapeliushnikov R. I. Eskalatsiya vakansiy na rossiyskom rynke truda: dinamika, struktura, triggery [Expansion of Vacant Jobs in the Russian Labor Market: Dynamics, Composition, Triggers]. *Voprosy ekonomiki*, 2024, no. 7, pp. 81-111. (In Russ.)
7. Gurvich E. T., Vakulenko E. S. (eds.). *Mekhanizmy rossiyskogo rynka truda [Features of the Russian Labor Market]*. Moscow, Delo, 2016. (In Russ.)
8. Mukomel V. I. Trudovaya migratsiya v Rossii: adaptatsiya k transformatsiyam rynka truda [Labor Migration in Russia: Adaptation to Labor Market Transformation]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2024, no. 2, pp. 233-240. DOI: 10.31737/22212264_2024_2_233-240. (In Russ.)
9. Solntsev S. A., Emelina N. K., Lopatina M. V. Osobenosti bezrobotitsy na rossiyskom rynke truda: informatsionnyy byulleten' [Features of Unemployment in the Russian Labor Market: Newsletter]. Moscow, HSE Publishing House, 2021. DOI: 10.17323/978-5-7598-2283-7. (In Russ.)
10. Trifonov Yu. V., Veselova N. V. Metodologicheskie podkhody k analizu struktury ekonomiki na regional'nom urovne [Methodological Approaches to Analyzing the Structure of the Economy at the Regional Level]. *Voprosy statistiki*, 2015, no. 2, pp. 37-49. DOI: 10.34023/2313-6383-2015-0-2-37-49. (In Russ.)
11. Florinskaya Yu. F. Trudovaya migratsiya v Rossiyu: sokrashchenie potokov na fone malo menyayushcheysoy geografii [Labor Migration to Russia: Reduction of Flows Accompanied by Minimally Changing Geography]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2024, no. 2, pp. 223-232. DOI: 10.31737/22212264_2024_2_223-232. (In Russ.)
12. Florinskaya Yu. F., Mkrtchyan N. V. Migratsiya v Rossiyu: samyy nizkiy uroven' za desyatiletie [Migration to Russia: The Lowest Level in a Decade]. *Ekonomicheskoe razvitie Rossii [Russian Economic Development]*, 2021, vol. 28, no. 1, pp. 50-54. (In Russ.)
13. Shugal N. B., Sutyryna T. A., Ozerova O. K. Obrazovatel'nye strategii obuchayushchikhsya: izmeneniya za 20 let: informatsionnyy byulleten' [Educational Strategies of Students: Changes over 20 Years: Information Bulletin].

- Changes Over 20 Years: Newsletter*]. Moscow, HSE, 2022. DOI: 10.17323/978-5-7598-2695-8. (In Russ.)
14. Beveridge W. H. *Full Employment in a Free Society*. New York, W. W. Norton & Company, 1944.
 15. Causa O., Abendschein M., Luu N., Soldani E., Soriolo C. The Post-COVID-19 Rise in Labour Shortages. Paris, *OECD Economics Department*, Working Papers no. 1721, 2022.
 16. Duval K., Ji Y., Li L., Oikonomou M., Pizzinelli C., Shibata I., Sozzi A., Tavares M. M. Labor Market Tightness in Advanced Economies. *International Monetary Fund eLibrary*, 2022, vol. 22, no. 1. DOI: 10.5089/9798400204340.006.
 17. Zavadskaya M. The War-Induced Exodus From Russia: A Security Problem or a Convenient Political Bogey? *FIIA Briefing Paper*, vol. 358, 2023.

**«ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА»
В ИНТЕРНЕТЕ**

В электронном виде

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

Адрес редакции: 125009, Москва, Газетный пер., д. 3–5, стр. 1

Тел.: +7 (495) 691-77-21

E-mail: mail@ecpolicy.ru

Сайт: <http://ecpolicy.ru/>

Отпечатано в типографии ООО «Онлайн Принт»

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

Тираж 100 экз.

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

Moscow, 125009, Russian Federation

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

E-mail: mail@ecpolicy.ru

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

Moscow, 115487, Russian Federation

100 copies