

[https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28\(3\)-5-13](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28(3)-5-13)

EDN: DUUEJL



ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ПАРАМЕТРОВ БЮДЖЕТНОЙ СИСТЕМЫ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ НА УРОВНИ ИНФЛЯЦИИ В НАЦИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИКЕ

© Бывшев В.А., Пахомов Е.В., 2025

Бывшев Виктор Алексеевич, доктор технических наук, профессор, Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва, Россия;

ORCID: 0000-0002-8234-4936; eLibrary SPIN: 6580-7089; vbyvshev@mail.ru

Пахомов Егор Васильевич, кандидат экономических наук, заместитель директора департамента Минэкономразвития Российской Федерации, Москва, Россия;

ORCID: 0009-0005-0848-5967; eLibrary SPIN: 5824-4046; PakhomovEV@economy.gov.ru

Статья поступила: 07.03.2025, принята к печати: 29.07.2025

Оригинальная статья

Аннотация. Обсуждается эконометрическое оценивание влияния на уровни инфляции в экономике России основных параметров бюджетной системы Российской Федерации, к которым относятся: 1) общий объем доходов бюджета, 2) общий объема расходов бюджета и 3) дефицит бюджета. В работе построены две эконометрические модели, в которых в качестве объясняемой переменной приняты годовые уровни инфляции в экономике России в период 2007–2023 гг. В состав объясняющих переменных модели включены производные основных параметров бюджетной системы РФ. Основные результаты работы состоят в следующем. Дефицит бюджета в текущем и лаговом периоде не влияет на уровни инфляции. Бюджетный импульс (первичный дефицит бюджета) в лаговом периоде снижает уровни инфляции. Темп прироста номинальных доходов бюджета не влияет и в текущем, и лаговом периоде на уровни инфляции. Темп прироста номинальных расходов бюджета оказывает существенное прямое влияние на уровни инфляции в России. Темп прироста номинальных затрат бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга оказывает значимое прямое влияние на уровень инфляции в России. Неблагоприятные события, такие как мировой финансовый кризис и санкции западных стран, оказывают существенное негативное воздействие на экономику России, повышая (при прочих равных условиях) годовые уровни инфляции в среднем на 5% в год.

Ключевые слова: бюджетная система РФ, инфляция, темп прироста расходов бюджета, номинальные расходы бюджета, государственный долг, эконометрическая модель, регрессионный анализ.

Классификация JEL: C50.

Для цитирования: Бывшев В.А., Пахомов Е.В. (2025). Оценка влияния параметров бюджетной системы Российской Федерации на уровни инфляции в национальной экономике // Экономическая наука современной России. Т. 28. № 3. С. 5–13. [https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28\(3\)-5-13](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28(3)-5-13). EDN: DUUEJL



ASSESSMENT OF THE IMPACT OF THE RUSSIAN FEDERATION BUDGET SYSTEM PARAMETERS ON INFLATION LEVELS IN THE NATIONAL ECONOMY

© Byvshev V.A., Pakhomov E.V., 2025

Victor A. Byvshev, Dr. Sci. (Technical), Professor, Financial University under the Government of the Russian Federation, Moscow, Russia;

ORCID: 0000-0002-8234-4936; eLibrary SPIN: 6580-7089; vbyvshev@mail.ru

Egor V. Pakhomov, Cand. Sci. (Economic), Deputy Director of the Department of the Ministry of Economic Development of the Russian Federation, Moscow, Russia;

ORCID: 0009-0005-0848-5967; eLibrary SPIN: 5824-4046; PakhomovEV@economy.gov.ru

Received: 03/07/2025, **Accepted:** 07/29/2025

Original article

Abstract. The econometric assessment of the impact on inflation levels in the Russian economy of the main parameters of the budget system of the Russian Federation, which include: 1) total budget revenues, 2) total budget expenditures, 3) budget deficits, is discussed. The paper builds two econometric models in which the annual levels of inflation in the Russian economy over the time 2007–2023 are taken as an explicable variable. The explanatory variables of the model include derivatives of the main parameters of the budget system of the Russian Federation. The main results of the work are as follows. Budget deficits in the current and lag period do not affect inflation levels. Budget momentum (primary budget deficit) in the current and lag period does not affect the inflation levels. The growth rate of nominal budget revenues does not affect the levels of inflation in the current and lag period. The growth rate of nominal budget expenditures has a significant direct impact on inflation levels in Russia. The growth rate of nominal budget expenditures for servicing state and municipal debt has a significant direct impact on the inflation rate in Russia. Adverse events such as the global financial crisis and Western sanctions have a significant negative impact on the Russian economy, increasing annual inflation rates by an average of 5% per year.

Keywords: budget system of the Russian Federation, inflation, growth rate of budget expenditures, nominal budget expenditures, public debt, econometric model, regression analysis.

Classification JEL: C50.

For reference: Byvshev V.A., Pakhomov E.V. Assessment of the Impact of the Russian Federation Budget System Parameters on Inflation Levels in the National Economy. *Economics of Contemporary Russia*. 2025;28(3):5–13. (In Russ.) [https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28\(3\)-5-13](https://doi.org/10.33293/1609-1442-2025-28(3)-5-13). EDN: DUUEJL

ВВЕДЕНИЕ

Количественная оценка влияния основных параметров бюджетной системы Российской Федерации на уровни инфляции в экономике России является актуальной задачей эконометрики. Ее решение затронуто в отчете Банка России (Мясников и др., 2023), где выполнена оценка влияния бюджетного импульса на инфляционные процессы в регионах России. Однако, в отчете отсутствует оценка влияния на уровень инфляции основных характеристик бюджета¹: 1) общего объема доходов бюджета, 2) общего объема расходов бюджета, затрат бюджета на обслуживание государственного и муниципального долга (Мясников и др., 2023). Отсутствует решение этой задачи и в других публикациях по данной тематике (см., например, (Доклады Банка России, 2017; Андреев, 2022; Бакалова, 2012; Пителин, 2015)).

В предлагаемой работе построены две эконометрические модели с исходными спецификациями (2) и (3), в которых в качестве объясняемой переменной приняты годовые уровни инфляции в экономике России на временном промежутке 2007–2023 гг. В состав объясняющих переменных модели включены производные всех основных параметров бюджетной системы РФ.

В процессе построения моделей (2) и (3) использована статистическая информация из открытых источников².

¹ Бюджетный кодекс Российской Федерации, ст. 184.1.

² URL: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/conbud/execute/> и <https://rosstat.gov.ru>

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ, ОБОЗНАЧЕНИЯ И СТАТИСТИЧЕСКАЯ ИНФОРМАЦИЯ

В заголовке табл. 1 использованы следующие обозначения основных характеристик бюджетной системы РФ.

1. DS_t^N – номинальные затраты по обслуживанию государственного и муниципального долга в году $t = 2006, 2007, \dots, 2023$, млрд руб.

2. Ex_t^N – номинальные расходы бюджета, всего в году t , млрд руб.

3. In_t^N – номинальные доходы бюджета, всего в году t , млрд руб.

4. PD_t^N – номинальный бюджетный импульс (номинальный первичный дефицит бюджета), млрд руб., определенный по правилу:

$$PD_t^N = In_t^N - (Ex_t^N - DS_t^N). \quad (1)$$

5. Y_t^N – номинальный ВВП страны в году t , млрд руб.

6. $DB_t^N = In_t^N - Ex_t^N$ – номинальный дефицит (–) / профицит (+) бюджета, млрд руб.

Проблема влияния основных характеристик бюджета на уровни инфляции в национальной экономике качественно обсуждается в ряде публикаций. Так, в работе (Долганова и др., 2019, с. 111) отмечается, что повышение уровня инфляции обуславливает необходимость увеличения расходной части бюджета. Это означает, что между уровнями инфляции и темпом прироста расходов бюджета имеется прямая связь. Что, однако, в этой взаимосвязи является причиной, а что следствием?

Таблица 1. Данные из бюджетной системы РФ

t	DS_t^N	Ex_t^N	In_t^N	$Ex_t^N - DS_t^N$	PD_t^N	Y_t^N	DB_t^N
2006	202,6	8375,2	10625,8	8172,7	2453,1	26917,2	2250,6
2007	175,1	11378,6	13368,3	11203,5	2164,8	33247,5	1989,7
2008	188,2	14157,0	16169,1	13968,8	2200,3	41276,8	2012,1
2009	236,3	16048,3	13599,7	15812,0	–2212,3	38807,2	–2448,6
2010	260,7	17616,7	16031,9	17355,9	–1324,0	46308,5	–1584,7
2011	328,9	19994,6	20855,4	19665,7	1189,7	55967,2	860,7
2012	386,3	23174,7	23435,1	22788,4	646,7	68103,4	260,4
2013	440,7	25290,9	24442,7	24850,2	–407,5	72985,7	–848,2
2014	525,4	27611,7	26766,1	27086,3	–320,2	79030,0	–845,6
2015	661,0	29741,5	26922,0	29080,5	–2158,5	83087,4	–2819,5
2016	771,8	31323,7	28181,5	30551,9	–2370,4	85616,1	–3142,1
2017	841,8	32395,7	31046,7	31554,0	–507,3	91843,2	–1349,1
2018	916,1	34284,7	37320,3	33368,6	3951,8	103861,7	3035,6
2019	835,4	37382,2	39497,6	36546,9	2950,7	109608,3	2115,3
2020	883,5	42503,0	38205,7	41619,5	–3413,8	107658,1	–4297,3
2021	1185,1	47072,7	48118,4	45887,6	2230,8	135773,8	1045,7
2022	1408,8	55181,8	53074,2	53773,0	–698,8	155188,9	–2107,6
2023	1783,8	62983,6	59073,4	61199,9	–2126,4	172148,3	–3910,2

Ниже мы проверим гипотезу, согласно которой правильное объяснение направления причинно-следственной связи между инфляцией и темпами прироста расходов бюджета содержится в работе (Баумоль, Блайндер, 2004, с. 744): рост государственных расходов (а он в России в настоящее время неизбежен в силу политических причин!) при фиксированном уровне совокупного предложения подталкивает совокупный спрос вверх и, как следствие, повышает общий уровень цен, т.е. повышает уровень инфляции. Более того, рост инфляции продолжается до тех пор, пока существует инфляционный разрыв (Баумоль, Блайндер, 2004, с. 633), который устраняется снижением совокупного спроса. Подчеркнем, что действия, направленные на снижение совокупного спроса в России, осуществляет в настоящее время Банк России, стараясь высокой ключевой ставкой «охладить» экономику. Однако Банк России способен воздействовать на уровни инфляции в основном монетарными факторами, перечисленными в отчете Банка России (Доклады Банка России, 2017, с. 6). Получается, что основные характеристики Бюджета, например дефицит бюджета, относятся к немонетарным факторам инфляции, что и подчеркивается в ряде работ (Доклады Банка России, 2017; Пителин, 2015; Grauwe, Polan, 2001).

МЕТОДИКА ОЦЕНИВАНИЯ ВЛИЯНИЯ ОСНОВНЫХ ПАРАМЕТРОВ БЮДЖЕТНОЙ СИСТЕМЫ РФ НА УРОВНИ ИНФЛЯЦИИ

Методика оценивания влияния основных параметров бюджетной системы РФ на уровни инфляции в экономике России состоит в построении и анализе двух линейных моделей множественной регрессии со следующими спецификациями (2) и (3). Модель со спецификацией (2) нацелена на объяснения текущих уровней инфляции Inf_t текущими значениями основных параметров бюджетной системы:

$$\begin{cases} Inf_t = a_0 + a_1 ex_t^N + a_2 ds_t^N + a_3 in_t^N + a_4 DB_t^N + \\ + a_5 pd_t + a_6 csan_t + u_t, \\ E(u_t) = 0, \quad Var(u_t) = \sigma_u^2. \end{cases} \quad (2)$$

Модель со спецификацией (3) имеет традиционное обозначение ARDL(1, 1), она именуется моделью авторегрессии – распределенных лагов (Вербик, 2008, с. 450) и нацелена на объяснение текущих уровней инфляции Inf_t текущими и лаговыми значениями основных параметров бюджетной системы.

$$\begin{cases} Inf_t = a_0 + b_0 Inf_{t-1} + a_1 ex_t^N + b_1 ex_{t-1}^N + a_2 ds_t^N + \\ + b_2 ds_{t-1}^N + a_3 in_t^N + b_3 in_{t-1}^N + a_4 DB_t^N + \\ + b_4 DB_{t-1}^N + a_5 pd_t + b_5 pd_{t-1} + a_6 csan_t + \varepsilon_t, \\ E(\varepsilon_t) = 0, \quad Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2. \end{cases} \quad (3)$$

Добавим, что если случайные возмущения u_t и ε_t в моделях (2) и (3) являются белым шумом (стационарным временным рядом с попарно некоррелированными уровнями), то состоятельное оценивание параметров этих модели осуществляется методом наименьших квадратов (Вербик, 2008, с. 450, 452).

В спецификациях (2) и (3) приняты следующие обозначения:

- 1) Inf_t – уровень инфляции в период времени $t = 2007, \dots, 2023$, %;
- 2) ex_t^N – темп прироста номинальных расходов бюджета, %;
- 3) ds_t^N – темп прироста номинальных затрат бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга, %;
- 4) in_t^N – темп прироста номинальных доходов бюджета, %;
- 5) $DB_t^N = (In_t^N - Ex_t^N)$ – номинальный дефицит (–) / профицит (+) бюджета, трлн руб.;
- 6) $csan_t$ – индикатор (фиктивная переменная) Мирового финансового кризиса 2008 г. и санкций западных стран 2014, 2015 и 2022 г. (табл. 2);
- 7) pd_t – доля первичного дефицита бюджета (бюджетный импульс) в ВВП страны, %;
- 8) u_t и ε_t – случайные возмущения, вызванные воздействием на объясняемую переменную Inf_t неучтенными в моделях (2) и (3) факторами, %.

Поясним причину использования в моделях (2) и (3) значений темпа прироста основных параметров бюджетной системы РФ. Причина в том, что временные ряды (DS_t^N, Ex_t^N, In_t^N) основных параметров бюджетной системы Российской Федерации являются нестационарными временными рядами (см. п. 4). Данное обстоятельство заставляет перейти от уровней нестационарных временных рядов (DS_t^N, Ex_t^N, In_t^N) к временным рядам значений их темпа прироста (ds_t^N, ex_t^N, in_t^N) :

$$\begin{aligned} ds_t^N &= 100 \frac{DS_t^N - DS_{t-1}^N}{DS_{t-1}^N}, \\ ex_t^N &= 100 \frac{Ex_t^N - Ex_{t-1}^N}{Ex_{t-1}^N}, \\ in_t^N &= 100 \frac{In_t^N - In_{t-1}^N}{In_{t-1}^N}. \end{aligned}$$

Добавим к сказанному, что в моделях (2) и (3) уровень бюджетного импульса PD_t^N выражен в процентах к ВВП страны:

$$pd_t = 100 \frac{PD_t^N}{Y_t^N}. \quad (4)$$

Временные ряды $(ds_t^N, ex_t^N, in_t^N, pd_t)$ как производные исходных временных рядов $(DS_t^N, Ex_t^N, In_t^N, PD_t^N)$ тоже будем интерпретировать в качестве основных параметров бюджетной системы РФ. В табл. 2 представлены уровни временных рядов $(ds_t^N, ex_t^N, in_t^N, In_t^N - Ex_t^N, pd_t)$ и инфляции Inf_t в экономике России. Подчеркнем, что уровни дефицита бюджета $(In_t^N - Ex_t^N)$ выражены в триллионах рублей.

Добавим, что в пяти последних столбцах табл. 2 содержатся уровни темпа прироста соответственно реального ВВП России ut , реальных затрат бюджета по обслуживанию государственно-го и муниципального долга dst , реальных расходов бюджета ext , темпа прироста mt агрегата M2 и темпа прироста mrt уровня монетизации экономики России. Данные ut , dst , ext будут служить инструментальными переменными (см. ниже п. 5) при тестировании предпосылки теоремы Гаусса–Маркова (Бывшев, 2008, с. 153 (8.20)) об экзогенности регрессоров в моделях (2) и (3), т.е. об отсутствии корреляции объясняющих переменных в моделях (2) и (3) со случайными возмущениями соответственно ut и et . При наличии такой корреляции считается, что в модели присутствует проблема эндогенности, приводящая к несостоятельности оценок параметров методом наименьших квадратов. Действительно, эндогенность регрессоров может присутствовать по причине возможного наличия двусторонней связи между уровнями инфляции

Inf_t и, например, темпом прироста номинальных затрат бюджета ex_t^N . Переменные ut , mt и mrt как монетарные факторы выполняют роль контрольных переменных в модели (2) в силу их корреляции с переменными интереса – основными параметрами $ds_t^N, ex_t^N, DB_t^N, pd_t$ бюджетной системы РФ.

ИССЛЕДОВАНИЕ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ОСНОВНЫХ ПАРАМЕТРОВ БЮДЖЕТНОЙ СИСТЕМЫ РФ

Согласно данным (Вербик, 2008, с. 452), параметры моделей (2) и (3) могут быть состоятельно оценены методом наименьших квадратов (МНК) в ситуации стационарности временных рядов, участвующих в этих моделях. Стандартные тесты оцененных моделей не теряют при этом корректность.

Исследование предпосылки о стационарности текущего временного ряда x_t из табл. 1 и 2, т.е., если кратко, исследование статистической гипотезы $H_0: x_t \in I(0)$ против альтернативы $H_1: x_t \in I(1)$, означающей нестационарность временного ряда x_t , осуществим в статистическом приложении R при помощи теста Дики–Фуллера (Бывшев, 2019, с. 66). Результаты данного исследования представлены в табл. 3.

Согласно представленным в табл. 3 результатам, все временные ряды, включенные в спецификации (2) и (3), интерпретируются как стационарные. Следовательно, параметры спецификаций (2) и (3) могут быть состоятельно оценены МНК.

Таблица 2. Уровни временных рядов $(ds_t^N, ex_t^N, in_t^N, DB_t^N, pd_t, csan_t, Inf_t)$

t	$ds_t^N, \%$	$es_t^N, \%$	$in_t^N, \%$	$pd_t, \%$	DB_t^N , трлн руб.	$csan_t$	$Inf_t, \%$	$y_t, \%$	$ds_t, \%$	$ex_t, \%$	$m_t, \%$	$mr_t, \%$
2006	–	–	–	9,1	2,3	0	9	–	–	–	–	–
2007	–13,5	35,9	25,8	6,5	2	0	11,9	8,5	–24,0	19,4	43,5	16,2
2008	7,5	24,4	21	5,3	2	1	13,3	5,2	–8,9	5,5	0,9	–18,8
2009	25,6	13,4	–15,9	–5,7	–2,4	0	8,8	–7,8	23,0	11,1	17,6	25,1
2010	10,3	9,8	17,9	–2,9	–1,6	0	8,8	4,5	–3,4	–3,9	31,0	9,8
2011	26,2	13,5	30,1	2,1	0,9	0	6,1	4,3	8,9	–2,0	20,5	–0,3
2012	17,4	15,9	12,4	0,9	0,3	0	6,6	4,0	–0,2	–1,5	12,5	–7,5
2013	14,1	9,1	4,3	–0,6	–0,8	0	6,5	1,8	7,9	3,2	14,9	7,2
2014	19,2	9,2	9,5	–0,4	–0,8	1	11,4	0,7	10,8	1,5	1,5	–6,3
2015	25,8	7,7	0,6	–2,6	–2,8	1	12,9	–2,0	16,4	–0,4	–1,4	–6,2
2016	16,8	5,3	4,7	–2,8	–3,1	0	5,4	0,2	13,0	1,9	23,2	19,6
2017	9,1	3,4	10,2	–0,6	–1,3	0	2,5	1,8	3,2	–2,2	10,5	3,0
2018	8,8	5,8	20,2	3,8	3	0	4,3	2,8	–1,5	–4,2	11,0	–1,8
2019	–8,8	9	5,8	2,7	2,1	0	3	2,2	–12,5	4,7	9,7	3,9
2020	5,8	13,7	–3,3	–3,2	–4,3	0	4,9	–2,7	4,4	12,2	13,5	15,6
2021	34,1	10,8	25,9	1,6	1	0	8,4	5,9	11,8	–7,7	13,0	–10,4
2022	18,9	17,2	10,3	–0,5	–2,1	1	11,9	–1,2	1,4	0,0	24,3	8,8
2023	26,6	14,1	11,3	–1,2	–3,9	0	7,4	3,6	18,3	6,6	19,4	7,7

Таблица 3. Результаты теста Дики–Фуллера временных рядов бюджетной системы РФ

Временной ряд	Решающее правило теста Дики–Фуллера гипотезы о нестационарности временного ряда (уровень значимости $\alpha = 0,1$)
DS_t^N	p -value = 0,99. Гипотеза о нестационарности принимается
Ex_t^N	p -value = 0,99. Гипотеза о нестационарности принимается
In_t^N	p -value = 0,96. Гипотеза о нестационарности принимается
DB_t^N	p -value = 0,07. Гипотеза о нестационарности отклоняется
pd_t	p -value = 0,05. Гипотеза о нестационарности отклоняется
ds_t^N	p -value = 0,07. Гипотеза о нестационарности отклоняется
ex_t^N	p -value = 0,08. Гипотеза о нестационарности отклоняется
in_t^N	p -value = 0,01. Гипотеза о нестационарности отклоняется
Inf_t	p -value = 0,10. Гипотеза о нестационарности отклоняется

И с т о ч н и к: составлено авторами на основе расчетов в R.

ОЦЕНИВАНИЕ МНК ПАРАМЕТРОВ МОДЕЛИ (2) И ТЕСТИРОВАНИЕ ПРЕДПОСЫЛОК ТЕОРЕМЫ ГАУССА–МАРКОВА

Следом (см. (5)) представлен окончательный протокол оценивания МНК по данным табл. 2 в статистическом приложении R спецификации модели (2) с контрольными переменными yt , mt и mrt :

Call:
lm(formula = $inf_t \sim ext + dst + csant$, data = Obeq). (5)
Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.18932	1.01986	2.147	0.051266
ext	0.26340	0.05328	4.944	0.000268***
dst	0.08160	0.03330	2.450	0.029199*
csant	4.87538	0.88389	5.516	9.94e-05***

Residual standard error: 1.49 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8471, Adjusted R-squared: 0.8118
F-statistic: 24 on 3 and 13 DF, p -value: 1.417e-05.

Отметим, что в столбце с заголовком Estimate расположены оценки коэффициентов спецификации (2), в столбце с заголовком Std. Error размещены стандартные ошибки этих оценок. Согласно протоколу (5) оценка модели (2) методом наименьших квадратов получилась такой:

$$\begin{cases} Inf_t = 2,2 + 0,26 ex_t^N + 0,08 ds_t^N + 4,9 csan_t + u_t, \\ R^2 = 0,847. \end{cases} \quad (6)$$

Ниже дадим трактовку всех элементов оценки (6) модели (2), а сейчас обратимся к результа-

там диагностики модели (6). Эта модель успешно прошла все диагностические процедуры, которые необходимы для доверия к оценкам параметров, входящих модель (6), включая тестирование экзогенности регрессоров ex_t^N и ds_t^N . Таким образом, получились следующие результаты тестирования модели (6).

1. Результаты тестирования первой предпосылки $H_0: E(u_t) = 0$ теоремы Гаусса–Маркова:

RESET test
data: model
RESET = 0.97967, df1 = 2, df2 = 11, p -value = 0.4059.

2. Результаты тестирования второй предпосылки $H_0: Var(u_t) = const$ теоремы Гаусса–Маркова:

studentized Breusch-Pagan test
data: model
BP = 0.21766, df = 3, p -value = 0.9747.

3. Результаты тестирования третьей предпосылки $H_0: Cov(u_t, u_{t-1}) = 0$ теоремы Гаусса–Маркова:

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data: model
LM test = 0.042204, df = 1, p -value = 0.8372.

4. Тестирование предпосылки об экзогенности регрессоров ex_t^N и ds_t^N в модели (6).

Проверка гипотезы об отсутствии эндогенности у регрессоров в модели (6) тестом Ву–Хаусмана осуществляется двухшаговым методом наименьших квадратов (2МНК) в итоге следующих шагов (Грин, 2016, с. 287).

Шаг 1. Оценка МНК регрессий переменных ex_t^N и ds_t^N соответственно на инструменты (yt , ext , $csan_t$) и (yt , dst , $csan_t$). Вот полученные оценки:

$$\begin{cases} \widehat{ex}_t^N = 7,8 + 1,1 yt + 0,84 ext + 5 csan_t, \\ \widehat{ds}_t^N = 6,5 + 1,3 yt + 1,2 dst + 5 csan_t. \end{cases} \quad (7)$$

Шаг 2. Оценка МНК расширенной модели:

$$Inf_t = c_0 + c_1 ex_t^N + c_2 ds_t^N + c_3 csan_t + c_4 \widehat{ex}_t^N + c_5 \widehat{ds}_t^N + w_t \quad (8)$$

и тестирование гипотезы

$$H_0: c_4 = c_5 = 0. \quad (9)$$

Вот полученная оценка модели (8) со стандартными ошибками оценок коэффициентов:

$$\begin{cases} \widehat{Inf}_t = 2,6 + 0,4 ex_t^N - 0,08 ds_t^N + 5 csan_t - \\ \quad - 0,17 \widehat{ex}_t^N + 0,16 \widehat{ds}_t^N. \end{cases} \quad (10)$$

(2,0) (0,34) (0,32) (1) (0,44) (0,30)

Используя t-тест, можно проверить, что гипотеза (9) не отвергается, поэтому принимается гипотеза $H_0 : Cov(ex_i^N, u_i) = Cov(ds_i^N, u_i) = 0$ об отсутствии проблемы эндогенности в модели (6). Другими словами, тест Ву–Хаусмана не опровергает сделанное выше предположение о том, что «рост государственных расходов (а он в России в настоящее время неизбежен в силу политических причин!) при фиксированном уровне совокупного предложения подталкивает совокупный спрос вверх и, как следствие, увеличивает общий уровень цен, т.е. повышает инфляцию. Более того, рост инфляции продолжается до тех пор, пока существует инфляционный разрыв (Баумоль, Блайндер, 2004, с. 633), который устраняется снижением совокупного спроса». К тесту Ву–Хаусмана добавим оценку спецификации (2) 2МНК с инструментами $\widehat{ex}_i^N$ и $\widehat{ds}_i^N$ (см. (7)):

$$\{\widehat{Inf}_i = 2 + 0,26 \widehat{ex}_i^N + 0,07 \widehat{ds}_i^N + 6,6 csant_i. \quad (11)$$

Видно, что оценка (11) близка к оценке МНК (6), что и служит наглядным представлением экзогенности регрессоров в модели (6).

Завершая исследование модели (6), приведем дополнительные результаты ее тестирования.

5. Результат теста Jarque–Bera (Жарка–Бера тест) гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения в модели (6):

Jarque-Bera Test

data: rest

X-squared = 1.388, df = 2, p-value = 0.4996. (12)

6. Модель ARIMA(p, d, q) случайного остатка в модели (6):

Series: rest

ARIMA (0, 0, 0) with zero mean. (13)

Согласно модели (12) и (13) случайное возмущение в модели (6) может интерпретироваться как гауссовский белый шум.

7. Из протокола (5) видно (см. содержимое столбца с результатами t-теста под заголовком $Pr(>|t|)$), что в оценке (6) модели (2) все объясняющие переменные являются значащими.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ ПО МОДЕЛИ (6)

Модель (6) успешно прошла все диагностические процедуры, и приведенным ниже результатам ее анализа можно доверять.

1. Увеличение номинальных расходов бюджета на 1% повышает, при прочих равных условиях, уровень инфляции Inf_t примерно на 0,26%.

2. Увеличение номинальных затрат бюджета по обслуживанию государственного и муници-

пального долга на 1% повышает, при прочих равных условиях, уровень инфляции Inf_t примерно на 0,08%.

3. Основным фактором негативного воздействия на экономику России является совокупность негативных событий (мировой финансовый кризис, санкции), отраженная в модели (6) при помощи фиктивной переменной $csant$. Эти неблагоприятные события повышают годовой уровень инфляции в России в среднем на 5%.

4. Параметры бюджетной системы РФ ($in_i^N, In_i^N - Ex_i^N, pd_i$) не влияют на текущие уровни инфляции в России.

5. Наконец, проинтерпретируем значения стандартной ошибки модели $\tilde{\sigma}_u = 1,49$ и коэффициента детерминации $R^2 = 0,847$. Стандартная ошибка модели $\tilde{\sigma}_u \approx 1,5$ имеет размерность в процентах и служит мерой влияния неучтенных в модели (6) факторов на уровни инфляции в России. Другими словами, прогнозы $\widehat{Inf}_i$ по модели

$$\widehat{Inf}_i = 2,2 + 0,26 ex_i^N + 0,08 ds_i^N + 4,9 csant_i \quad (14)$$

отличаются от реальных значений Inf_t в среднем на величину $\tilde{\sigma}_u = 1,5\%$.

В свою очередь, величина коэффициента детерминации $R^2 = 0,847$ означает, что в модели (6) объясняющие переменные на 85% определяют уровни инфляции в России. Добавим, что коэффициент корреляции реального значения Inf_t и прогнозного значения $\widehat{Inf}_i$ примерно равен $\sqrt{0,847} = 0,92$. Это значит, что объясняющая способность модели (6) высока.

ОЦЕНИВАНИЕ МНК ПАРАМЕТРОВ МОДЕЛИ (3) И ТЕСТИРОВАНИЕ ПРЕДПОСЫЛОК ТЕОРЕМЫ ГАУССА–МАРКОВА

Ниже (см. (15)) представлен окончательный протокол оценивания МНК в статистическом приложении R спецификации модели (3) по данным табл. 2.

Coefficients: (15)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.85714	0.65513	4.361	0.00113**
ext.1N	0.17045	0.04703	3.624	0.00400**
dstN	0.07639	0.03182	2.401	0.03519*
csant	5.66096	0.68088	8.314	4.52e-06***
pdt.1	-0.15143	0.12106	-1.251	0.23692

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.108 on 11 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9214, Adjusted R-squared: 0.8928

F-statistic: 32.22 on 4 and 11 DF, p-value: 5.117e-06

Согласно протоколу (15) оценка модели (3) получилась такой:

$$\begin{cases} Inf_t = 2,9 + 0,17ex_{t-1}^N + 0,08 ds_t^N + 5,7 csan_t - \\ - 0,15pd_{t-1} \pm \varepsilon_t, \\ R^2 = 0,92. \end{cases} \quad (16)$$

Модель (16) успешно прошла все диагностические процедуры, которые необходимы для доверия к оценкам параметров, входящих в эту модель. Конкретно получились следующие результаты тестирования модели (1).

1. Результаты тестирования первой предпосылки $H_0: E(u_t) = 0$ теоремы Гаусса–Маркова:

RESET test
data: model
RESET = 1.7916, dfl = 2, df2 = 9, p-value = 0.2213.

2. Результаты тестирования второй предпосылки $H_0: Var(u_t) = const$ теоремы Гаусса–Маркова:

studentized Breusch–Pagan test
data: model
BP = 7.3515, df = 4, p-value = 0.1184.

3. Результаты тестирования третьей предпосылки $H_0: Cov(u_t, u_{t-1}) = 0$ теоремы Гаусса–Маркова:

Breusch–Godfrey test for serial correlation of order up to 1
data: model
LM test = 0.098892, df = 1, p-value = 0.7532.

4. Предпосылка теоремы Гаусса–Маркова об экзогенности регрессоров ex_{t-1}^N и ds_t^N протестирована выше для модели (6).

5. Результат теста Jarque–Bera гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения в модели (15):

Jarque–Bera Test
data: rest
X-squared = 1.9248, df = 2, p-value = 0.382. (17)

6. Модель ARIMA(p, d, q) случайного остатка в модели (15):

Series: rest
ARIMA (0,0,0) with zero mean. (18)

Согласно моделям (17) и (18) случайное возмущение в модели (16) может интерпретироваться как гауссовский белый шум.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ ПО МОДЕЛИ (16)

Модель (16) успешно прошла все диагностические процедуры, и приведенным ниже результатам ее анализа можно доверять.

1. Увеличение номинальных расходов бюджета на 1% в предшествующем периоде повышает,

при прочих равных условиях, текущий уровень инфляции Inf_t примерно на 0,17%.

2. Увеличение номинальных затрат бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга в текущем периоде на 1% повышает, при прочих равных условиях, текущий уровень инфляции Inf_t примерно на 0,08%.

3. Повышение доли первичного дефицита бюджета (бюджетного импульса pd_{t-1}) в ВВП страны в предшествующем периоде на 1% снижает текущий уровень инфляции примерно на 0,15%. Подчеркнем, что оценка коэффициента при регрессоре pd_{t-1} определилась ненадежно. Однако удаление регрессора pd_{t-1} из модели заметно снижает точность модели (скорректированный коэффициент детерминации Adjusted R-squared).

4. Основным фактором негативного воздействия на экономику России является совокупность негативных событий (мировой финансовый кризис, санкции), отраженная в модели (6) при помощи фиктивной переменной $csan_t$. Эти неблагоприятные события повышают годовой уровень инфляции в России в среднем на 5–6%.

5. Наконец, проинтерпретируем значения стандартной ошибки модели $\tilde{\sigma}_u = 1,1$ и коэффициента детерминации $R^2 = 0,92$. Стандартная ошибка модели $\tilde{\sigma}_u \approx 1,1$ имеет размерность в процентах и служит мерой влияния неучтенных в модели (16) факторов на уровни инфляции в России. Другими словами, прогнозы $\widehat{Inf}_t$ по модели

$$\widehat{Inf}_t = 2,9 + 0,17ex_{t-1}^N + 0,08 ds_t^N + 5,7 csan_t - 0,15pd_{t-1} \quad (19)$$

отличаются от реальных значений Inf_t в среднем на величину $\tilde{\sigma}_u = 1,1\%$.

В свою очередь, величина коэффициента детерминации $R^2 = 0,92$ означает, что в модели (16) объясняющие переменные на 92% показывают текущие уровни инфляции в России. Добавим, что коэффициент корреляции реального значения Inf_t и прогнозного значения $\widehat{Inf}_t$ примерно равен $\sqrt{0,92} = 0,96$. Это значит, что объясняющая способность модели (16) высока.

ВЫВОДЫ

1. Факторами бюджетной системы РФ, оказывающими значащее влияние на уровни инфляции в экономике России на временном промежутке 2007–2023 гг., являются согласно и модели (6) и модели (16) номинальные расходы бюджета и номинальные затраты бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга.

2. Модель авторегрессии – распределенных лагов (16) объясняет текущие уровни инфляции в России точнее модели (6).

3. Номинальные расходы бюджета и номинальные затраты бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга являются экзогенными факторами инфляции: тест Ву–Хаусмана позволяет отклонить гипотезу о наличии од-

новременной причинно-следственной связи между номинальными расходами бюджета и номинальными затратами бюджета по обслуживанию государственного и муниципального долга и инфляцией.

Результаты данной работы дополняют предыдущее исследование авторов (Бывшев, Пахомов, 2024) об оценке влияния параметров бюджетной системы на темп прироста реального ВВП России.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Андреев М. (2022). Влияние бюджетного правила и модельных предпосылок на реакцию инфляции на шоки условий торговли. Серия докладов об экономических исследованиях. М.: Банк России. С. 61.
- Бакалова И. (2012). Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия, 1995–2011. Препринт WP12/2012/04. М.: Издательский дом Высшей школы экономики. 32 с. URL: https://wp.hse.ru/data/2012/11/16/1247831473/WP12_2012_04.pdf
- Баумоль У.Дж., Блайндер А.С. (2004). Экономикс: принципы и политика. М.: ЮНИТИ.
- Бывшев В.А. (2008). Эконометрика: учебное пособие. М.: Финансы и статистика. 480 с.
- Бывшев В.А. (2019). Моделирование финансово-экономических временных рядов в R. М.: Изд-во Финансового университета. 110 с.
- Бывшев В.А., Пахомов Е.В. (2024). Оценивание влияния бюджетного импульса и расходов бюджета на реальный ВВП России // Экономическая наука современной России. № 3 (106). С. 24–37.
- Вербик М. (2008). Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга. 615 с.
- Грин У.Г. (2016). Эконометрический анализ. Книга 1. М.: Дело при РАНХиГС. 760 с.
- Доклады Банка России (2017). «О немонетарных факторах инфляции и мерах по снижению ее волатильности». М.: Банк России.
- Долганова Ю.С., Истомина Н.А. и др. (2019). Бюджетная система Российской Федерации. Учебник. Екатеринбург: Изд-во Уральского гос. университета.
- Мясников А., Тарасов В. и др. (2023). Оценка бюджетного импульса и его неоднородное влияние на инфляционные процессы в регионах России. Серия докладов об экономических исследованиях. № 118. Октябрь. М.: Банк России.
- Пителин А.К. (2015). О немонетарных факторах инфляции // Экономика и математические методы. Т. 51. № 1. С. 45–67.
- Grauwe P.D., Polan M. (2001). Is Inflation Always and Everywhere Monetary Phenomenon? CEPR Discussion paper, no. 2841.
- Verbeek M. (2008). *A guide to modern econometrics*. Moscow: Scientific Book. 615 p. (In Russ.)
- Green U.G. (2016). *Econometric analysis*. Book 1. Moscow: Delo at RANEP. 760 p. (In Russ.)
- Reports of the Bank of Russia (2017). “On non-monetary factors of inflation and measures to reduce its volatility”. Moscow: Bank of Russia. (In Russ.)
- Dolganova Yu.S., Istomina N.A. et al., (2019). *The budget system of the Russian Federation*. Textbook. Yekaterinburg: Ural University Publishing House. (In Russ.)
- Myasnikov A., Tarasov V. et al. (2023). Assessment of the budget impulse and its heterogeneous impact on inflationary processes in the regions of Russia. *BR series of reports on economic research*, no. 118, October. (In Russ.)
- Pitelin A.K. (2015). On non-monetary factors of inflation. *Economics and Mathematical Methods*, vol. 51, no. 1, pp. 45–67. (In Russ.)
- Grauwe P.D., Polan M. (2001). Is Inflation Always and Everywhere Monetary Phenomenon? *CEPR Discussion paper*, no. 2841.

REFERENCES

- Andreev M. (2022). *The impact of the budget rule and model assumptions on the inflation response to terms of trade shocks*. Series of reports on economic research. Moscow: Bank of Russia. P. 61. (In Russ.)
- Bakalova I. (2012). *Non-Keynesian effects of fiscal policy: Russia, 1995–2011 Preprint WP12/2012/04*. Moscow: Publishing House of the Higher School of Economics, 32 p. (In Russ.) URL: https://wp.hse.ru/data/2012/11/16/1247831473/WP12_2012_04.pdf
- Baumol W.J., Blinder A.S. (2004). *Economics: Principles and Policy*. Moscow: UNITY. (In Russ.)
- Byvshev V.A. (2008). *Econometrics: a textbook*. Moscow: Finance and Statistics, 480 p. (In Russ.)
- Byvshev V.A. (2019). *Modeling of financial and economic time series in R*. Moscow: Financial Univ. Publ. 110 p. (In Russ.)
- Byvshev V.A., Pakhomov E.V. (2024). Assessment of the impact of the budget impulse and budget expenditures on the real GDP of Russia. *Economics of Contemporary Russia*, no. 3 (106), pp. 24–37. (In Russ.)
- Verbeek M. (2008). *A guide to modern econometrics*. Moscow: Scientific Book. 615 p. (In Russ.)
- Green U.G. (2016). *Econometric analysis*. Book 1. Moscow: Delo at RANEP. 760 p. (In Russ.)
- Reports of the Bank of Russia (2017). “On non-monetary factors of inflation and measures to reduce its volatility”. Moscow: Bank of Russia. (In Russ.)
- Dolganova Yu.S., Istomina N.A. et al., (2019). *The budget system of the Russian Federation*. Textbook. Yekaterinburg: Ural University Publishing House. (In Russ.)
- Myasnikov A., Tarasov V. et al. (2023). Assessment of the budget impulse and its heterogeneous impact on inflationary processes in the regions of Russia. *BR series of reports on economic research*, no. 118, October. (In Russ.)
- Pitelin A.K. (2015). On non-monetary factors of inflation. *Economics and Mathematical Methods*, vol. 51, no. 1, pp. 45–67. (In Russ.)
- Grauwe P.D., Polan M. (2001). Is Inflation Always and Everywhere Monetary Phenomenon? *CEPR Discussion paper*, no. 2841.