

# ОЦЕНИВАНИЕ ВЛИЯНИЯ БЮДЖЕТНОГО ИМПУЛЬСА И РАСХОДОВ БЮДЖЕТА НА РЕАЛЬНЫЙ ВВП РОССИИ

*В.А. Бывшев, Е.В. Пахомов*

**DOI:** 10.33293/1609-1442-2024-3(106)-24-37

**EDN:** LXGTVW

*Аннотация.* Обсуждается эконометрическое оценивание влияния на валовой внутренний продукт (ВВП) России реального первичного дефицита (бюджетного импульса) и реальных расходов бюджета. В качестве основной характеристики состояния национальной экономики приняты годовые уровни темпа прироста реального ВВП страны в период с 2006 по 2021 г. В работе построена эконометрическая модель этой характеристики. В состав объясняющих переменных модели включены значения темпа прироста основных факторов производства и, в частности, реальный первичный дефицит бюджета (бюджетный импульс) и темп прироста реальных расходов бюджета. Основные результаты работы состоят в следующем. Во-первых, на темп прироста реального ВВП России значимо положительно влияют и реальный первичный профицит бюджета (бюджетный импульс – в определении Минэкономразвития России), и темп прироста реальных расходов бюджета. Во-вторых, такие неблагоприятны события, как мировой финансовый кризис, санкции западных стран, пандемия, существенно негативно воздействуют на экономику России, снижая темп прироста реального ВВП в среднем на 2% в год.

© Бывшев В.А., Пахомов Е.В., 2024 г.

*Бывшев Виктор Алексеевич*, доктор технических наук, профессор, профессор кафедры, Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва, Россия; [VByvshev@fa.ru](mailto:VByvshev@fa.ru); eLibrary SPIN: 6580-7089; ORCID: 0000-0002-8234-4936

*Пахомов Егор Васильевич*, кандидат экономических наук, заместитель директора Департамента бюджетного планирования, государственных программ и национальных проектов Минэкономразвития России, Москва, Россия; [RakhomovEV@economy.gov.ru](mailto:RakhomovEV@economy.gov.ru); ORCID: 0009-0005-0848-5967

*Ключевые слова:* эконометрическая модель темпа прироста реального ВВП России, реальный бюджетный импульс, реальные расходы бюджета, модель адаптации экономики России к санкциям западных стран.

*Классификация JEL:* C50.

Для цитирования: 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. DOI: 10.33293/1609-1442-2024-3(106)-24-37; EDN: LXGTVW

## ВВЕДЕНИЕ

Оценка влияния бюджетного импульса на экономику России является важной макроэкономической задачей. Так, в отчете Банка России за октябрь 2023 г. (Мясников и др., 2023) выполнена оценка влияния бюджетного импульса на инфляционные процессы в регионах России. Однако проблема оценки влияния бюджетного импульса на основной макроэкономический показатель состояния национальной экономики – темп прироста реального ВВП – в отчете (Мясников и др., 2023) не поднимается. Не обсуждается эта проблема и в многочисленных публикациях по этой или близкой тематике (см., например, (Андреев, 2022; Бакалова, 2012; Бойко и др., 2020; Гришина, Слепов, Чалова, 2019; Косов, 2018; Larch, Turrini, 2009; Lin, Chu, 2013; International Monetary Fund, 2022). Отсутствует методика такой оценки и в фундаментальном обзоре мер фискального импульса (Heller, Haas, Mansur, 1986), а также в отчете Банка России «Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2024 год и период 2025 и 2026 годов» (Банк России, 2023).

В предлагаемой работе построена эконометрическая модель темпа прироста реального ВВП России, анализ которой позволяет количественно оценить вклад бюджетного импульса (реального первичного дефицита) и темпа прироста реальных расходов бюджета в темп прироста реального ВВП страны.

## ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ, ОБОЗНАЧЕНИЯ, ОПРЕДЕЛЕНИЯ И СТАТИСТИЧЕСКАЯ ИНФОРМАЦИЯ

Перед тем как приступить к моделированию влияния бюджетного импульса и расходов бюджета на темп прироста реального ВВП России, обсудим терминологию. В литературе встречаются разные определения понятия «бюджетный импульс». Для прояснения различий в существующих определениях данного термина введем следующие обозначения.

Обозначим символом  $In_t^N$  номинальные доходы бюджета в году  $t$ , символом  $Ex_t^N$  – номинальные расходы бюджета в году  $t$ . Банк России, Министерство финансов РФ и многие другие исследователи определяют бюджетный импульс  $BI_t$  по правилу (Мясников, 2023, с. 10)

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

В определении (1) бюджетный импульс – взятое с обратным знаком сальдо бюджета. И если расходы бюджета превышают доходы, то бюджетный импульс, согласно определению (1), положительный, что означает дефицит бюджета.

В Минэкономразвития России под «бюджетным импульсом» понимается номинальный первичный дефицит бюджет  $PD_t^N$ :

$$PD_t^N = In_t^N - (Ex_t^N - DS_t^N). \quad (2)$$

Здесь  $DS_t^N$  – номинальные затраты (млрд р.) на обслуживание государственного и муниципального долга в году  $t$ . Положительное значение величины  $PD_t^N$  означает профицит бюджета, а отрицательное – дефицит бюджета. Отметим, что в структуре расходов бюджета  $Ex_t^N$  обслуживание долга  $DS_t^N$  составляет примерно 2,5%.

Спрашивается, какой же из «бюджетных импульсов» (1) и (2) стимулирует рост реального ВВП страны? Другими словами, что стимулирует рост ВВП страны – профи-

цит бюджета или его дефицит? В предлагаемой работе исследовано влияние на темп прироста реального ВВП и первичного дефицита бюджета (2), и бюджетного импульса в смысле определения (1). В процессе исследования потребуются следующие обозначения и определения.

Символом  $Y_t$  обозначим реальный ВВП, произведенный в экономике России в году  $t$  при реальном уровне основного капитала  $K_t$ , числе занятых в экономике  $L_t$  и реальной цене нефти  $P_t$ . В табл. 1 приведены уровни временных рядов ( $Y_t, K_t, L_t, P_t$ ), заимствованные из работы (Афанасьев, Пономарева, 2022). В табл. 1 приняты следующие обозначения:  $Y_t$  – реальные уровни ВВП в ценах 1990 г.;  $Kn_t$  – вычисленные по данным Росстата и методике авторов работы (Там же) среднегодовые уровни основного капитала в ценах 1990 г.;  $Z_t$  – процент загрузки основного капитала в году  $t$  (Российский экономический барометр, 2023);  $K_t$  – уровни фактически использованного основного капитала, вычисленные по правилу  $K_t = Kn_t Z_t$ , где величина  $Z_t$  выражена в долях;  $L_t$  – число занятых в экономике;  $P_t$  – цена нефти Brent в ценах 2010 г.

Информация из табл. 1 потребуется для расчета реальных уровней временных рядов, которые будут использованы в процессе построения эконометрической модели темпа прироста реального ВВП России.

Теперь обратимся к временным рядам из Бюджетной системы России<sup>1</sup> и примем следующие обозначения (табл. 2).

1.  $DS_t^N$  – номинальные затраты (млрд р.) по обслуживанию государственного и муниципального долга в году  $t=2006, 2007, \dots, 2021$ .
2.  $Ex_t^N$  – номинальные расходы бюджета в году  $t$ , всего (млрд руб.).
3.  $In_t^N$  – номинальные доходы бюджета в году  $t$ , всего (млрд руб.).
4.  $PD_t^N$  – номинальный первичный дефицит бюджета (номинальный бюджетный

<sup>1</sup> См.: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/conbud/execute/>

Таблица 1  
Уровни временных рядов ( $Y_t, K_t, L_t, P_t$ )

Год	$Y_t$	$K_t$	$Z, \%$	$K_t$	$L_t$	$P_t$
	млрд р.	млн р.		млрд р.	млн занятых в экономике	долл. /бар.
2006	632	2 119 496	78	1653,21	67,174	72,72
2007	686	2 169 707	80	1735,77	68,019	76,18
2008	722	2 229 842	77	1716,98	68,474	94,95
2009	665	2 292 706	65	1490,26	67,463	64,13
2010	695	2 350 079	72	1692,06	67,577	79,64
2011	725	2 416 816	78	1885,12	67,727	99,97
2012	750	2 499 424	79	1974,54	67,968	101,61
2013	760	2 581 327	78	2013,44	67,901	99,21
2014	765	2 644 159	77	2036,00	67,813	91,59
2015	744	2 673 133	75	2004,85	68,389	53,65
2016	742	2 696 319	77	2076,17	68,430	46,98
2017	753	2 730 170	79	2156,83	68,127	55,91
2018	771	2 762 511	78	2154,76	68,016	70,01
2019	781	2 853 595	79	2254,34	67,388	64,37
2020	757	2 976 450	79	2351,40	65,953	42,73
2021	793	3 081 807	80	2465,45	67,155	70,04

Источник: (Афанасьев, Пономарева, 2022).

Таблица 2  
Уровни временных рядов из Бюджетной системы России

$t$	$DS_t^N$	$Ex_t^N$	$In_t^N$	$PD_t^N$	$Y_t^N$	$Y_t$	$D_t$	$PD_t$	$pd_t$	$nEx_t^N$	$nEx_t$	$nex_t$	$grnEx_t$
2006	202,6	8375,2	10625,8	2453,1	26917,2	632	0,0235	57,6	9,1	8172,7	191,9	30,4	
2007	175,1	11378,6	13368,3	2164,8	33247,5	686	0,0206	44,7	6,5	11203,5	231,2	33,7	20,5
2008	188,2	14157,0	16169,1	2200,3	41276,8	722	0,0175	38,5	5,3	13968,8	244,3	33,8	5,7
2009	236,3	16048,3	13599,7	-2212,3	38807,2	665	0,0171	-37,9	-5,7	15812,0	271,0	40,7	10,9
2010	260,7	17616,7	16031,9	-1324,0	46308,5	695	0,0150	-19,9	-2,9	17355,9	260,5	37,5	-3,9
2011	328,9	19994,6	20855,4	1189,7	55967,2	725	0,0130	15,4	2,1	19665,7	254,7	35,1	-2,2
2012	386,3	23174,7	23435,1	646,7	68103,4	750	0,0110	7,1	0,9	22788,4	251,0	33,5	-1,5
2013	440,7	25290,9	24442,7	-407,5	72985,7	760	0,0104	-4,2	-0,6	24850,2	258,8	34,0	3,1
2014	525,4	27611,7	26766,1	-320,2	79030,0	765	0,0097	-3,1	-0,4	27086,3	262,2	34,3	1,3
2015	661,0	29741,5	26922,0	-2158,5	83087,4	744	0,0090	-19,3	-2,6	29080,5	260,4	35,0	-0,7
2016	771,8	31323,7	28181,5	-2370,4	85616,1	742	0,0087	-20,5	-2,8	30551,9	264,8	35,7	1,7
2017	841,8	32395,7	31046,7	-507,3	91843,2	753	0,0082	-4,2	-0,6	31554,0	258,7	34,4	-2,3
2018	916,1	34284,7	37320,3	3951,8	103861,7	771	0,0074	29,3	3,8	33368,6	247,7	32,1	-4,3
2019	835,4	37382,2	39497,6	2950,7	109608,3	781	0,0071	21,0	2,7	36546,9	260,4	33,3	5,1
2020	883,5	42503,0	38205,7	-3413,8	107658,1	757	0,0070	-24,0	-3,2	41619,5	292,6	38,7	12,4
2021	1185,1	47072,7	48118,4	2230,8	135295,0	793	0,0059	13,1	1,6	45887,6	269,0	33,9	-8,1

импульс) в млрд р., определенный по правилу (2).

5.  $Y_t^N$  – номинальный ВВП страны (млрд р.) в году  $t$ .

6.  $D_t$  – дефлятор ВВП, определенный по правилу

$$D_t = \frac{Y_t}{Y_t^N}. \quad (3)$$

7.  $PD_t$  – реальный первичный дефицит бюджета (бюджетный импульс), млрд р. в ценах 1990 г., определенный по правилу

$$PD_t = D_t PD_t^N. \quad (4)$$

8.  $pd_t$  – реальный первичный дефицит бюджета (бюджетный импульс), выраженный в процентах по отношению к реальному ВВП, определенный по правилу

$$pd_t = 100 \frac{PD_t}{Y_t}. \quad (5)$$

*Замечание 1.* Справедливо следующее равенство:

$$pd_t = pd_t^N = 100 \frac{PD_t^N}{Y_t^N}. \quad (6)$$

Именно это равенство объясняет удобство постоянного использования на практике меры  $pd_t^N$  бюджетного импульса: мера инвариантна для номинальных и реальных цен.

9.  $nEx_t^N$  – чистые номинальные расходы бюджета в млрд р., определенные по правилу

$$nEx_t^N = Ex_t^N - DS_t^N. \quad (7)$$

10.  $nEx_t$  – чистые реальные расходы бюджета в млрд р. в ценах 1990 г., определенные по правилу

$$nEx_t = D_t nEx_t^N. \quad (8)$$

11.  $grnEx_t$  – темп прироста чистых реальных расходов бюджета (в %) в году  $t$ , определенный по правилу

$$grnEx_t = 100 \frac{nEx_t - nEx_{t-1}}{nEx_{t-1}}. \quad (9)$$

12.  $nex_t$  – относительные чистые расходы бюджета (%), определенные по правилу

$$nex_t = 100 \frac{nEx_t}{Y_t} = 100 \frac{nEx_t^N}{Y_t^N}. \quad (10)$$

*Замечание 2.* Уровни  $Y_t$  реального ВВП России (млрд р. в ценах 1990 г.) перенесены в табл. 2 из табл. 1.

Для построения эконометрической модели темпа прироста реального ВВП России с упомянутыми выше объясняющими переменными  $pd_t$  и  $grnEx_t$  потребуется следующая информация.

1. Уровни темпа прироста  $y_t$  реального ВВП России в году  $t = 2007, 2008, \dots, 2021$ . Эти уровни (в %), вычисленные согласно данным  $Y_t$  из табл. 1 по правилу (11), представлены в табл. 3.

$$y_t = 100 \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}. \quad (11)$$

2. Значения темпа прироста  $k_t$  реальных уровней основного капитала в экономике России в году  $t$ . Эти уровни (в %), вычисленные согласно данным  $K_t$  из табл. 1 по правилу (12), представлены в табл. 3.

$$k_t = 100 \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}}. \quad (12)$$

3. Уровни темпа прироста  $l_t$  численность занятых в экономике России в году  $t$ . Эти уровни (%), вычисленные согласно данным  $L_t$  из табл. 1 по правилу (13), представлены в табл. 3.

$$l_t = 100 \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}}. \quad (13)$$

4. Значения индикатора (фиктивной переменной)  $csp_t$  мирового финансового кризиса 2008–2009 гг., санкций западных стран, введенных в 2014 г., и пандемии 2020 г. представлены в табл. 3. Расчет значений переменной  $csp_t$  на временном промежутке с 2015 по

2019 г. выполнен согласно построенной в работе (Бывшев, 2022) модели (14) адаптации экономики России к санкциям западных стран.

$$csp_t = \exp(-0,3(t - 2015)). \quad (14)$$

5. Уровни  $a_t$  (%) инновационной активности организаций по РФ, заимствованные с сайта Росстата<sup>2</sup>, представлены в табл. 3.

6. Уровни темпа прироста  $p_t$  реальной цены нефти марки Brent в году  $t$ . Эти уровни (%), вычисленные согласно данным  $P_t$  из табл. 1 по правилу (15), представлены в табл. 3.

$$p_t = 100 \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}. \quad (15)$$

7. Символом  $bit$  обозначим бюджетный импульс (1), выраженный в процентах к уровню ВВП.

$$bi_t = bi_t^N = 100 \frac{BI_t^N}{Y_t^N}. \quad (16)$$

Уровни временного ряда  $bi_t$  размещены в табл. 3 (см. ниже). Обратим внимание, что эти уровни близки по модулю к уровням временного ряда  $pd_t$  относительного первичного дефицита бюджета, но разнятся с уровнями  $pd_t$  знаком. Другими словами, имеет место приближенное равенство

$$bi_t \approx -pd_t. \quad (17)$$

## МЕТОДИКА ОЦЕНИВАНИЯ ВЛИЯНИЯ БЮДЖЕТНОГО ИМПУЛЬСА И РАСХОДОВ БЮДЖЕТА НА РЕАЛЬНЫЙ ВВП РОССИИ

Напомним, что согласно методологии науки методикой называют «совокупность методов исследования проблемы», а методом –

<sup>2</sup> См.: <https://rosstat.gov.ru>

способ сбора, обработки и анализа данных. Методика оценивания влияния бюджетного импульса и расходов бюджета на реальный ВВП России состоит в построении и анализе линейной модели множественной регрессии со следующей спецификацией:

$$\begin{cases} y_t = a_0 + a_1 k_t + a_2 l_t + a_3 p_t + \\ + a_4 csp_t + a_5 a_t + a_6 grnEx_t + \\ + a_7 pd_t + \varepsilon_t; \\ E(\varepsilon_t) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2. \end{cases} \quad (18)$$

Здесь приняты следующие обозначения:

- 1)  $y_t$  – темп прироста (%) реального ВВП;
- 2)  $k_t$  – темп прироста реальных уровней основного капитала;
- 3)  $l_t$  – темп прироста (%) числа занятых в экономике России;
- 4)  $p_t$  – темп прироста (%) цены нефти;
- 5)  $a_t$  – уровни (%) инновационной активности организаций по РФ;
- 6)  $csp_t$  – индикатор (фиктивная переменная) мирового финансового кризиса 2008–2009 гг., санкций западных стран, введенных в 2014 г., и пандемии 2020 г.;
- 7)  $grnEx_t$  – темп прироста (%) чистых реальных расходов бюджета;
- 8)  $pd_t$  – доля (%) первичного дефицита бюджета (бюджетный импульс) в ВВП страны;
- 9)  $\varepsilon_t$  – случайное возмущение (%), вызванное воздействием на объясняемую переменную  $y_t$  неучтенными в модели факторами.

*Замечание 3.* Подчеркнем, что в выбранной нами методике оценивания влияния бюджетного импульса и расходов бюджета на реальный ВВП России принята линейная зависимость объясняемой переменной (темпа прироста реального ВВП) от объясняющих переменных. Это самый простой и самый популярный вид функциональной зависимости во всех приложениях.

Возникает вопрос: пригодна ли такая простая зависимость для адекватного отражения сложного взаимодействия между налогово-бюджетной политикой и темпом прироста ре-

ального ВВП? После оценивания модели (18) выполнено исследование пригодности линейной зависимости при помощи RESET – теста Рамсея (Ramsy), который как раз и тестирует гипотезу о правильности выбранной спецификации модели (см. замечание 5).

В табл. 3 представлена статистическая информация, которая и будет использована в процессе построения модели (18). Стоит подчеркнуть, что объем статистической информации, представленной в табл. 3 для построения модели (18), очень небольшой, но какая-либо другая надежная информация об уровнях  $pd_t$  нам неизвестна.

Методика построения модели (18) состоит из следующих этапов.

1. Расчет корреляционной матрицы, состоящей из парных коэффициентов корреляции Пирсона всех переменных модели (18). Расчет частного коэффициента корреляции переменной  $y_t$  (темпа прироста реального ВВП) и переменной  $grnEx_t$  (темпа прироста чистых реальных расходы бюджета) и графическая интерпретация чистой взаимосвязи  $y_t$  и  $grnEx_t$ .

2. Тестирование статистических гипотез о стационарности временных рядов, входящих в спецификацию (18).

3. Оценивание методом наименьших квадратов (МНК) параметров спецификации (18) и тестирование всех предпосылок теоремы Гаусса–Маркова. Такое тестирование необходимо для доверия к результатам анализа оцененной модели.

4. Тестирование значимости объясняющих переменных модели при помощи  $t$ -теста и скорректированного коэффициента детерминации.

5. Анализ оцененной модели и формулирование выводов.

### Первый этап реализации методики

Расчет корреляционной матрицы переменных модели (18). Расчет частного коэффициента корреляции переменной  $y_t$  (темпа прироста реального ВВП) и переменной  $grnEx_t$  (темпа прироста чистых реальных расходы бюджета); графическая интерпретация чистой взаимосвязи  $y_t$  и  $grnEx_t$ .

Ниже представлена вычисленная по данным табл. 3 корреляционная матрица переменных, входящих в спецификацию (18) (табл. 4).

Таблица 3  
Уровни временных рядов для построения модели (18) темпа прироста реального ВВП России

$t$	$y_t$	$k_t$	$l_t$	$p_t$	$csp_t$	$a_t$	$grnEx_t$	$pd_t$
2007	8,54	4,99	1,26	4,8	0,00	10,0	20,5	6,5
2008	5,25	-1,08	0,67	24,6	0,00	9,4	5,7	5,3
2009	-7,89	-13,20	-1,48	-32,5	1,00	9,3	10,9	-5,7
2010	4,51	13,54	0,17	24,2	0,00	9,5	-3,9	-2,9
2011	4,32	11,41	0,22	25,5	0,00	10,4	-2,2	2,1
2012	3,45	4,74	0,36	1,6	0,00	10,3	-1,5	0,9
2013	1,33	1,97	-0,10	-2,4	0,00	10,1	3,1	-0,6
2014	0,66	1,12	-0,13	-7,7	0,00	9,9	1,3	-0,4
2015	-2,75	-1,53	0,85	-41,4	1,00	9,3	-0,7	-2,6
2016	-0,27	3,56	0,06	-12,4	0,74	8,4	1,7	-2,8
2017	1,48	3,89	-0,44	19,0	0,55	14,6	-2,3	-0,6
2018	2,39	-0,10	-0,16	25,2	0,41	12,8	-4,3	3,8
2019	1,30	4,62	-0,92	-8,1	0,30	9,1	5,1	2,7
2020	-3,07	4,31	-2,13	-33,6	1,00	10,8	12,4	-3,2
2021	4,76	4,85	1,82	63,9	0,00	11,9	-8,1	1,6

Таблица 4  
Корреляционная матрица переменных из спецификации (18)

Переменные	$y_t$	$k_t$	$l_t$	$p_t$	$csp_t$	$a_t$	$grnEx_t$	$pd_t$	$bi_t$
$y_t$	1	0,67	0,69	0,74	-0,84	0,16	-0,12	0,81	-0,82
$k_t$		1	0,28	0,47	-0,53	0,10	-0,31	0,26	-0,26
$l_t$			1	0,58	-0,56	0,00	-0,32	0,52	-0,52
$p_t$				1	-0,71	0,47	-0,52	0,55	-0,54
$csp_t$					1	-0,03	0,22	-0,65	0,66
$a_t$						1	-0,35	0,18	-0,16
$grnEx_t$							1	0,10	-0,12
$pd_t$								1	-1,00
$bi_t$									1

Основной интерес представляет содержание первой строчки этой матрицы, где расположены выборочные коэффициенты корреляции, объясняемой по модели (18) переменной  $y_t$ , и объясняющие переменные из этой же модели. Знаки почти всех коэффициентов корреляции согласуются с экономическим смыслом взаимосвязи объясняющих переменных с переменной  $y_t$ . Недоумение вызывает коэффициент корреляции  $r(grnEx_t, y_t) = -0,12$ . Получается, что рост расходов бюджета снижает реальный ВВП страны, что означало бы наличие значительных непроизводительных расходов бюджета. Отметим, однако, что на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  может быть принята статистическая гипотеза об отсутствии статистической связи между  $grnEx_t$  и  $y_t$ . Добавим, что на переменные  $grnEx_t$  и  $y_t$  влияют все остальные переменные, входящие в спецификацию (18). Очистим переменные  $grnEx_t$  и  $y_t$  от влияния остальных переменных, входящих в спецификацию (18), и построим диаграмму рассеивания  $y'_t = y_t(grnEx'_t)$  по очищенным данным (частную диаграмму рассеивания (рис. 1)). Частная диаграмма рассеивания является графическим образом «чистой» взаимосвязи между переменными  $grnEx_t$  и  $y_t$ . Добавим, что частный коэффициент корреляции  $r(grnEx'_t, y'_t) = +0,68$ .

Прокомментируем значения остальных выборочных коэффициентов корреляции, расположенных в первой строчке табл. 4.

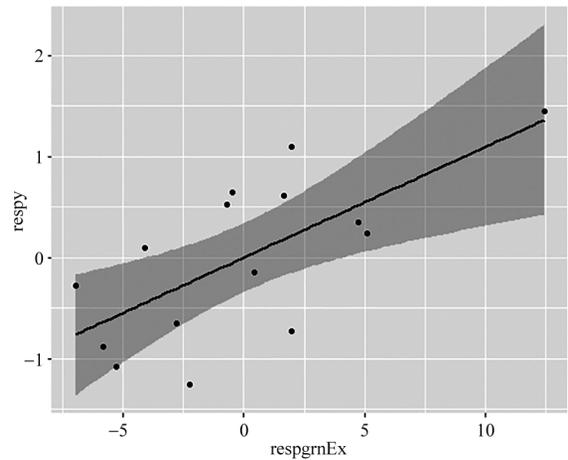


Рис. 1. Частная диаграмма рассеивания  $y'_t = y_t(grnEx'_t)$

1. Рассматривая  $r(y_t, k_t) = +0,67$ , констатируем наличие умеренной положительной статистической связи между значениями темпа прироста основного капитала и реального ВВП в экономике России; направление причинно-следственной связи от  $k_t$  к  $y_t$ .

2. Рассматривая  $r(y_t, l_t) = +0,69$ , констатируем наличие умеренной положительной статистической связи между значениями темпа прироста количества живого труда и реального ВВП в экономике России; направление причинно-следственной связи от  $l_t$  к  $y_t$ .

3. Рассматривая  $r(y_t, p_t) = +0,74$ , констатируем наличие сильной положительной статистической связи между значениями тем-

па прироста реальной цены нефти и реального ВВП в экономике России; направление причинно-следственной связи от  $p_t$  к  $y_t$ .

4. Рассматривая  $r(y_t, a_t) = +0,16$ , констатируем наличие слабой положительной статистической связи между уровнем инновационной активности организаций по РФ и темпом прироста реального ВВП в экономике России; направление причинно-следственной связи от  $a_t$  к  $y_t$ . Отметим, что на уровне значимости  $\alpha = 0,05$  может быть принята гипотеза об отсутствии статистической связи между  $a_t$  и  $y_t$ .

5. Рассматривая  $r(y_t, csp_t) = -0,84$ , констатируем наличие сильной отрицательной статистической связи между значениями индикатора негативных событий в экономике России и темпом прироста реального ВВП России при направлении причинно-следственной связи от  $csp_t$  к  $y_t$ .

6. Рассматривая  $r(y_t, pd_t) = +0,81$  и  $r(y_t, bi_t) = -0,82$ , констатируем, во-первых, наличие сильной положительной статистической связи между значениями реального относительного первичного дефицита бюджета (бюджетного импульса, по Минэкономразвития РФ) и темпом прироста реального ВВП в экономике России при направлении причинно-следственной связи от  $pd_t$  к  $y_t$ . Это значит, что первичный профицит бюджета (бюджетный импульс по Минэкономразвития РФ) стимулирует увеличение реального ВВП России! Во-вторых, между бюджетный импульсом, по определению БР и Министерства финансов РФ, и темпом прироста реального ВВП России существует сильная отрицательная статистическая взаимосвязь; направление причинно-следственной связи от  $bi_t$  к  $y_t$ . Это значит, что дефицит бюджета влечет за собой снижение реального ВВП России!

Завершая комментарий к табл. 4, отметим почти очевидное значение коэффициента корреляции переменных  $pd_t$  и  $bi_t$ , а именно  $r(pd_t, bi_t) = -1,00$ . Это означает, что между этими переменными практически существует линейная функциональная зависимость. Следовательно, использовать в модели (18) эти две экзогенные переменные вместе нельзя!

## Второй этап реализации методики

Тестирование статистических гипотез о стационарности временных рядов, входящих в спецификацию (18).

Известно (Вербик, 2008, с. 452), что в случае стационарности временных рядов, участвующих в построении линейной эконометрической модели (в данном случае модели (18)), параметры модели могут быть состоятельно оценены МНК. При этом стандартные тесты оцененной модели (например,  $t$ -тест значимости объясняющих переменных) сохраняют по крайней мере асимптотическую корректность.

Исследование предпосылки о стационарности текущего временного ряда  $x_t$  из табл. 3, т.е. 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  $R$  сначала при помощи теста Дики–Фуллера (Бывшев, 2019, с. 66), который реализован в функции `adf.test()`. Мы подчеркиваем, что этот тест тестирует гипотезу  $H_1: x_t \in I(1)$  против альтернативы  $H_0: x_t \in I(0)$ . Затем для временного ряда  $x_t$  построим модель  $ARIMA(p, d, q)$ , используя функцию `auto.arima()`. Отметим, что в модели  $ARIMA(p, d, q)$  в ситуации стационарного временного ряда параметр  $d$  принимает значение 0 (Бывшев, 2019, с. 64). Если же стационарный временной ряд имеет некоррелированные уровни (является белым шумом), то дополнительно справедливо равенство  $p = q = 0$ . Добавим, что в функции `auto.arima()` автоматически тестируется также гипотеза о равенстве нулю ожидаемого значения  $x_t$ . Результаты данного исследования представлены в табл. 5.

*Замечание 4.* В табл. 5 также содержатся результаты тестирования временного ряда  $nEx_t$  (8) чистых реальных расходов бюджета (см. табл. 2). Согласно модели  $ARIMA(0, 1, 0)$ , данный ряд интерпретируется как нестационарный. Именно по этой причине в спецификации (18) использован не этот ряд, а временной ряд  $grnEx_t$  (9) темпа прироста чистых реальных расходов бюджета. Из табл. 5 видно,

что ряд  $grnEx_t$  интерпретируется как стационарный.

Согласно представленным в табл. 5 результатам, все временные ряды, включенные в спецификацию (18), интерпретируются как стационарные. Следовательно, спецификация (18) может быть состоятельно оценена МНК.

### Третий этап реализации методики

Оценивание методом наименьших квадратов (МНК) параметров модели (18), тестирование предпосылок теоремы Гаусса–Маркова и тестирование значимости объясняющих переменных модели при помощи  $t$ -теста и скорректированного коэффициента детерминации.

Ниже (см. (19)) представлен окончательный протокол оценивания МНК в статисти-

стическом приложении  $R$  спецификации модели (18) по данным табл. 3.

Call:

lm(formula =  $y_t \sim 0 + kt + lt + pt + cspt + at + grnExt + pdt$ , data = BD)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.0401	-0.3170	-0.1826	0.5446	0.8411

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
kt	0.25036	0.04186	5.981	0.00033***
lt	1.08680	0.27766	3.914	0.00446**
pt	0.02379	0.01482	1.606	0.14705
cspt	-2.02609	0.91689	-2.210	0.05810
at	0.10675	0.04498	2.374	0.04500*
grnExt	0.10659	0.03990	2.672	0.02829*
pdt	0.37237	0.09908	3.758	0.00556**

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.7846 on 8 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9814, Adjusted R-squared: 0.9652

F-statistic: 60.39 on 7 and 8 DF, p-value: 2.69e-06

Отметим, что в столбце с заголовком Estimate расположены оценки коэффициентов

Таблица 5

Результаты теста Дики–Фуллера и модели  $ARIMA(p, d, q)$  исследуемых временных рядов из табл. 3

Временные ряды	Решающее правило теста Дики–Фуллера гипотезы о нестационарности при лаге $k = 0$ или 1 (уровень значимости $\alpha = 0,1$ )	Модели $ARIMA(p, d, q)$ и итог теста гипотезы о равенстве нулю ожидаемого значения
$y_t$	$p$ -value = 0,02265 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$k_t$	$p$ -value = 0,07266 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with non-zero mean (с ненулевым средним)
$l_t$	$p$ -value = 0,01 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$p_t$	$p$ -value = 0,0999 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with non-zero mean (с ненулевым средним)
$cspt$	$p$ -value = 0,0642 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$a_t$	$p$ -value = 0,0688 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with non-zero mean (с ненулевым средним)
$grnEx_t$	$p$ -value = 0,0278 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$pdt$	$p$ -value меньше 0,01 при $k = 1$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$bt$	$p$ -value меньше 0,01 при $k = 1$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 0, 0)$ with zero mean (с нулевым средним)
$nEx_t$	$p$ -value = 0,0853 при $k = 0$ . Гипотеза о нестационарности отклоняется	$ARIMA(0, 1, 0)$ . Гипотеза о нестационарности принимается

Источники: составлено авторами на основе расчетов в  $R$ .

спецификации (18), в столбце с заголовком Std.Error размещены стандартные ошибки этих оценок. Согласно протоколу (19), оценка модели (18) методом наименьших квадратов получилась следующей,

$$y_t = 0,25k_t + 1l_t + 0,02 p_t - 2 csp_t + 0,11 a_t + 0,11 grnEx_t + 0,37 pd_t + u_t; \quad (20)$$

$$R^2 = 0,98, \tilde{\sigma}_u = 0,78; t = 2007, \dots, 2021.$$

Ниже дадим трактовку всех элементов оценки (20), а теперь обратимся к результатам диагностики модели (20). Эта модель успешно прошла все диагностические процедуры, которые необходимы для доверия к оценкам параметров, входящих оценку (20) модели (18). Конкретно получились следующие результаты тестирования оценки (20).

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

RESET test  
 RESET = 0.91869, df1 = 2, df2 = 6, p-value = 0.4487. (21)

*Замечание 5.* Согласно (21), принятая в (18) зависимость адекватно отражает взаимодействие между налогово-бюджетной политикой и темпом прироста реального ВВП России.

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

studentized Breusch-Pagan test  
 data: model  
 BP = 11.172, df = 6, p-value = 0.08322. (22)

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  
 data: model  
 up to 1  
 data: model  
 LM test = 1.1199, df = 1, p-value = 0.2899. (23)

*Замечание 6.* Согласно (23), автокорреляция остатков в модели (20) отсутствует.

4. Результат теста Жака Бера (Jarque Bera) гипотезы о нормальном законе распределения случайного возмущения в модели (18):

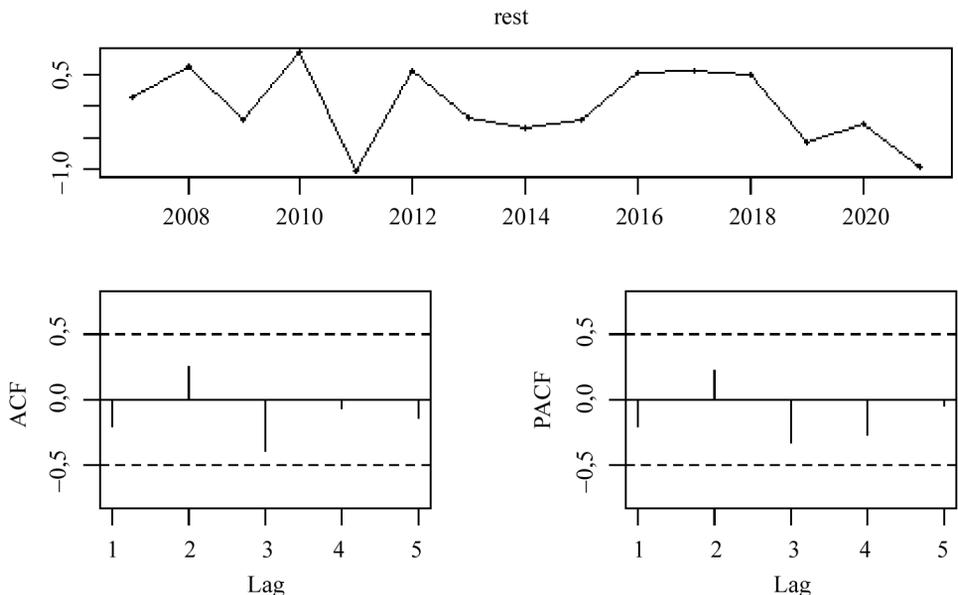


Рис. 2. Графики случайного остатка в модели (20), его автокорреляционной функции АКФ и его частной автокорреляционной функции ЧАКФ

Jarque Bera Test  
 data: res  
 X-squared = 0.89615, df = 2, p-value = 0.6389. (24)

5. Модель  $ARIMA(p, d, q)$  случайного остатка в модели (20), его график и графики автокорреляционной функции АКФ и частной автокорреляционной функции ЧАКФ приведены ниже:

Series: rest  
 ARIMA(0,0,0) with zero mean (25)

Согласно (25), случайное возмущение в модели (18) можно интерпретировать как белый шум.

#### Четвертый этап реализации методики

Тестирование значимости объясняющих переменных модели при помощи  $t$ -теста и скорректированного коэффициента детерминации.

Из протокола (19) видно (см. содержание столбца с результатами  $t$ -теста под заголовком  $\Pr(> |t|)$ ), что в оценке (20) модели (18) все объясняющие переменные являются значащими. Сомнение, быть может, вызывает значимость объясняющей переменной  $p_t$  (темпа прироста реальной цены нефти). Однако привлечение скорректированного коэффициента детерминации Adjusted  $R$ -squared: 0.9652 позволяет интерпретировать как значащую и переменную  $p_t$ .

Модель (20) успешно прошла все диагностические процедуры, и приведенным ниже результатам ее анализа можно доверять.

#### Пятый этап реализации методики. Анализ модели (20) и выводы

Рассматривая модель (20), можем сделать следующие выводы.

1. Знаки коэффициентов при объясняющих переменных ( $k_t, l_t, p_t, csp_t, a_t$ ) в полной мере согласуются со смыслом влияния этих переменных на темп прироста  $y_t$  реального ВВП России. Так, увеличение  $k_t$  на 1 п.п. (т.е.

рост основного капитала на 1%) повышает при прочих равных условиях значение  $y_t$  примерно на 0,25 п.п. (т.е. повышает реальный ВВП на 0,25%). Увеличение  $l_t$  на 1 п.п. (т.е. рост числа занятых в экономике на 1%) повышает при прочих равных условиях значение  $y_t$  примерно на 1 п.п. (т.е. повышает реальный ВВП на 1%). Это основной фактор, оказывающий положительное воздействие на экономику России (так проявляет себя дефицит живого труда в экономике России!).

А основным фактором негативного воздействия на экономику России является совокупность негативных событий (мировой финансовый кризис, санкции, пандемия), отраженная в модели (20) при помощи фиктивной переменной  $csp_t$ . Эти неблагоприятные события снижают годовой уровень реального ВВП России в среднем на 2%. Далее увеличение  $p_t$  на 1 п.п. (т.е. рост реальной цены нефти на 1%) повышает при прочих равных условиях значение  $y_t$  примерно на 0,02 п.п. (т.е. повышает реальный ВВП на 0,02%). Наконец повышение инвестиционной активности предприятий  $a_t$  на 1 п.п. повышает при прочих равных условиях значение  $y_t$  примерно на 0,11 п.п. (т.е. повышает уровень реального ВВП на 0,11%).

2. Теперь дадим трактовку коэффициентов при объясняющих переменных ( $grnEx_t, pd_t$ ), представляющих главный интерес данного исследования. Получается, что и рост чистых реальных расходов бюджета, и увеличение первичного дефицита бюджета (профицита, в определении Минэкономразвития России) благотворно влияют на реальный ВВП России. Действительно увеличение на 1 п.п. (т.е. на 1%) чистых расходов бюджета влечет за собой (при других неизменных факторах) повышение уровня реального ВВП России примерно на 0,11%. Аналогично увеличение на 1 п.п. (т.е. на 1%) значения первичного дефицита бюджета  $pd_t$  (читай – профицита) влечет (при других неизменных факторах) рост уровня реального ВВП России примерно на 0,4%.

*Замечание 7.* Количественное различие влияния на ВВП бюджетного импульса и рас-

ходов бюджета требует пояснения. Если рост расходов бюджета измерять в процентах ВВП, а не по отношению к прежнему уровню расходов бюджета, то можно показать, что увеличение расходов бюджета на 1% ВВП генерирует в ответ увеличение ВВП в процентах на величину  $0,11 \frac{Y_t}{nEx_t}$ . Так, например, рост реальных чистых расходов бюджета на 1% ВВП в 2021 г. увеличил бы ВВП на  $0,11 \frac{793}{269} = 0,32\%$ .

3. Наконец интерпретируем значения стандартной ошибки модели  $\tilde{\sigma}_\epsilon = 0,78$  и коэффициента детерминации  $R^2 = 0,98$ . Величина  $\tilde{\sigma}_\epsilon = 0,78$  имеет размерность в процентах и служит мерой влияния неучтенных в модели (18) факторов на темп прироста реального ВВП России. Другими словами, прогнозы  $\tilde{y}_t$  по модели

$$\tilde{y}_t = 0,25 k_t + 1 l_t + 0,02 p_t - 2 csp_t + 0,11 a_t + 0,11 grnEx_t + 0,37 pd_t$$

отличаются от реальных значений  $y_t$  в среднем на величину  $\tilde{\sigma}_\epsilon = 0,78$ .

В свою очередь, величина  $R^2 = 0,98$  означает, что в модели (20) объясняющие переменные на 98% объясняют темп прироста реального ВВП России.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Именно первичный дефицит бюджета (2) – профицит бюджета стимулирует рост ВВП страны, – действительно является бюджетным импульсом: увеличение  $pd_t$  на 1 п.п. повышает ВВП страны примерно на 0,4%. Напротив, бюджетный импульс (1) отрицательно воздействует на уровень ВВП России. Так, можно проверить, что увеличение  $bp_t$  на 1 п.п. влечет за собой (при прочих равных условиях) снижение ВВП России на 0,4%.

2. Чистые расходы бюджета (8) также стимулируют рост ВВП страны. Так, рост чи-

стых расходов бюджета на 1 п.п. ВВП повышает ВВП страны примерно на 0,32%.

## Список литературы / References

- Андреев М. (2022). Влияние бюджетного правила и модельных предпосылок на реакцию инфляции на шоки условий торговли. Серия докладов об экономических исследованиях. М.: Центральный банк Российской Федерации. 61 с. [Andreev M. (2022). The effect of the budget rule and model assumptions on the reaction of inflation to terms of trade shocks. A series of reports on economic research. Moscow: Central Bank of the Russian Federation. 61 p. (in Russian).]
- Афанасьев А.А., Пономарева О.С. (2022). Макроэкономическая производственная функция России и оценка предельной нормы технологического замещения в беспрецедентных социально-экономических реалиях 2020–2022 гг. // Бизнес-информатика. Т. 16. № 4. С. 82–104. [Afanasyev A.A., Ponomareva O.S. (2022). The macroeconomic production function of Russia and the assessment of the marginal rate of technological substitution in the unprecedented socio-economic realities of 2020–2022. *Business Informatics*, vol. 16, no. 4, pp. 82–104 (in Russian).] DOI: 10.17323/2587-814X.2022.4.82.104
- Банк России (2023). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2024 год и период 2025 и 2026 годов, октябрь. [Bank of Russia (2023). The main directions of the unified state monetary policy for 2024 and the period 2025 and 2026. October. Moscow (in Russian).]
- Бышев В.А. (2022). Оценка вклада научно-технического прогресса в реальный ВВП России // Экономическая наука современной России. № 3 (98). С. 46–65. [Byvshev V.A. (2022). Assessment of the contribution of scientific and technological progress to the real GDP of Russia. *Economics of Contemporary Russia*, no. 3 (98), pp. 46–65 (in Russian).]

- Бышев В.А. (2019). Моделирование финансово-экономических временных рядов в Р. М.: Финансовый университет при Правительстве РФ. 110 с. [Byvshev V.A. (2019). Modeling of financial and economic time series in R. Moscow: Financial University under the Government of the Russian Federation. 110 p. (in Russian).]
- Бакалова И. (2012). Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия, 1995–2011: Препринт WP12/2012/04. М.: Издательский дом «Высшей школы экономики», 32 с. [Bakalova I. (2012). Non-Keynesian effects of fiscal policy: Russia, 1995–2011: Preprint WP12/2012/04. Moscow: HSE University Publishing House. 32 p. (in Russian).] URL: [https://wp.hse.ru/data/2012/11/16/1247831473/WP12\\_2012\\_04.pdf](https://wp.hse.ru/data/2012/11/16/1247831473/WP12_2012_04.pdf)
- Бойко В., Кисляк Н., Никитин М., Оборин О. (2020). Методы расчета опережающего индикатора валового регионального продукта. Серия докладов об экономических исследованиях. М.: Центральный банк Российской Федерации. 30 с. [Boyko V., Kislyak N., Nikitin M., Oborin O. (2020). Methods for calculating the leading indicator of the gross regional product. A series of reports on economic research. Moscow: Central Bank of the Russian Federation. 30 p. (in Russian).]
- Вербик М. (2008). Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга. 615 с. [Verbik M. (2008). A guide to modern econometrics. Moscow: Nauchnaja Kniga. 615 pp. (in Russian).]
- Гришина О., Слепов В., Чалова А. (2019). Бюджетная политика в 2019–2021 гг.: между Сциллой и Харибдой // Вестник Российского экономического университета имени Г.В. Плеханова. С. 5–18. [Grishina O., Slepov V., Chalova A. (2019). Fiscal Policy in 2019–2021: between Scylla and Charybdis. *Bulletin of the Plekhanov Russian University of Economics*, pp. 5–18 (in Russian).]
- Косов М. (2018). Сравнительный анализ основных направлений денежно-кредитной и бюджетной политик // Финансы и кредит. Т. 24. № 3 (771). С. 709–721. [Kosov M. (2018). Comparative analysis of the main directions of monetary and budgetary policies. *Finance and Credit*, vol. 24, no. 3 (771), pp. 709–721 (in Russian).]
- Мясников А., Тарасов В., Аверьянова А., Ткаченко М. (2023). Оценка бюджетного импульса и его неоднородное влияние на инфляционные процессы в регионах России. Серия докладов БР об экономических исследованиях. № 118. Октябрь. [Myasnikov A., Tarasov V., Averyanova A., Tkachenko M. (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 Russian).]
- Российский Экономический Барометр (2023). № 1. С. 36. [Russian Economic Barometer (2023). No. 1, p. 36 (in Russian).] URL: [https://www.imemo.ru/files/File/magazines/REB\\_kvartal/2023/2023\\_01\\_reb\\_kvartal\\_ru.pdf](https://www.imemo.ru/files/File/magazines/REB_kvartal/2023/2023_01_reb_kvartal_ru.pdf)
- Larch M., Turrini A. (2009). The Cyclically adjusted Budget Balance in EU Fiscal Policy Making. *European Commission Policy Paper*, no. 374, p. 46.
- Lin H.Y., Chu H.P. (2013). Are fiscal deficits inflationary? *Journal of International Money and Finance*, no.32, pp. 214–233.
- International Monetary Fund (2022). World Economic Outlook: Countering the Cost-of-Living Crisis. Washington, October.
- Heller P., Haas R., Mansur A. (1986). A review of the fiscal impulse measure. *IMF Occasional Papers*, no. 44.

Рукопись поступила в редакцию 05.03.2024

## ASSESSING THE IMPACT OF BUDGET MOMENTUM AND BUDGET EXPENDITURES ON RUSSIA'S REAL GDP

V.A. Byvshev, E.V. Pakhomov

DOI: 10.33293/1609-1442-2024-3(106)-24-37

EDN: LXGTVW

Victor A. Byvshev, Doct. Sc. (Techn.), Professor, Professor of the Department of Modeling and System Analysis,

---

Financial University, Moscow, Russia; VByvshev@fa.ru; eLibrary SPIN: 6580-7089; ORCID: 0000-0002-8234-4936 Egor V. Pakhomov, Cand. Sc. (Economics), Deputy Director of the Department for Budget Planning, State Programmes and National Projects, Ministry of Economic Development of the Russian Federation, Moscow, Russia; PakhomovEV@economy.gov.ru; ORCID: 0009-0005-0848-5967

**Abstract.** An econometric assessment of the impact on Russia's gross domestic product (GDP) of the real primary deficit (budget impulse) and real budget expenditures is discussed. The main characteristic of the national economy is the annual growth rate of the country's real GDP in 2006–2021. An econometric model of this characteristic is constructed. The explanatory variables of the model include the values of the growth rate of the main factors of production and, in particular, the real primary budget deficit (budget impulse) and the growth rate of real budget expenditures. The main results of the work are as follows. 1. The growth rate of Russia's real GDP is significantly positively influenced by both the real primary budget surplus (budget impulse – as defined by the Ministry of Economic Development of Russia) and the growth rate of real budget expenditures. 2. Adverse events such as the global financial crisis, Western sanctions, and the pandemic have a significant negative impact on the Russian economy, reducing the growth rate of real GDP by an average of 2% per year.

**Keywords:** *econometric* model of the growth rate of Russia's real GDP, real budget momentum, real budget expenditures, model of adaptation of the Russian economy to Western sanctions.

**Classification JEL:** C50.

**For reference:** Byvshev V.A., Pakhomov E.V. (2024). Assessing the impact of budget momentum and budget expenditures on Russia's real GDP. *Economics of Contemporary Russia*, no. 3 (106). Pp. 24–37 (in Russian). DOI: 10.33293/1609-1442-2024-3(106)-24-37; EDN: LXGTVW

*Manuscript received 05.03.2024*

---

## МЕТОД ПОСТРОЕНИЯ ВЕКТОРНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ ЛЮБОЙ СЛОЖНОСТИ

С.Г. Светуньков<sup>1</sup>

**DOI:** 10.33293/1609-1442-2024-3(106)-36-50

**EDN:** LXPIGW

**Аннотация.** Векторные авторегрессии являются одним из бурно развивающихся направлений многих областей современной науки. Они активно используются в моделировании и прогнозировании различных экономических процессов, чаще всего в моделировании фондового рынка и розничных цен. Их важнейшим преимуществом выступает возможность учета одновременного влияния моделируемых показателей не только от их прошлых значений, но и от прошлых значений других взаимосвязанных с ними показателей. Главная проблема, почему векторные авторегрессии не используются активно на практике (как они этого заслуживают), состоит в «проклятии размерности», которое заключается в квадратичном росте числа коэффициентов модели в зависимости от роста размерности моделируемого вектора. Это обстоятельство приводит к тому, что исследователи в разных областях современной науки вынуждены ограничивать размерность вектора, включая в модели только наиболее важные либо снижая порядок авторегрессии. Попытки преодолеть «проклятие размерности» путем использования особых математических методов выливаются в существенное усложнение математического

---

© Светуньков С.Г., 2024 г.

*Светуньков Сергей Геннадьевич*, доктор экономических наук, профессор Высшей школы бизнес-инжиниринга Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия; sergey@svetunkov.ru; eLibrary SPIN: 1772-7180

<sup>1</sup> Работа выполнена при финансовой поддержке РНФ, грант № 19-010-00610/19 «Теория, методы и методики прогнозирования экономического развития авторегрессионными моделями комплексных переменных».