

Макроэкономика

Влияние шоков бюджетной политики на инфляцию в российской экономике

Павел Борисович Коляденко*ORCID: 0009-0002-6484-9794*

Стажер-исследователь, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82, стр. 1)
E-mail: kolyadenko-pb@ranepa.ru

Юрий Николаевич Перевышин*ORCID: 0000-0001-7507-8361*

Кандидат экономических наук, доцент, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82, стр. 1)
E-mail: perevyshin-yn@ranepa.ru

Аннотация

В статье оценено влияние шоков бюджетной политики на инфляцию в российской экономике с помощью современных эконометрических методов. SVAR-модель с декомпозицией по Холецкому, которая является наиболее популярным методом для решения подобного рода задач, не позволила получить значимых откликов из-за сильных ограничивающих предпосылок, в связи с чем возникла необходимость применения более современных моделей. На основе методики МВФ в исследовании были построены показатели фискального импульса, которые использовались в качестве инструментов в гроху-SVAR-подходе и в методе локальных проекций с инструментальными переменными для оценки влияния шоков фискальной политики на инфляцию в российской экономике в период с 2012 по 2024 год. Показатели структурного бюджетного дефицита свидетельствуют о том, что пик бюджетного стимулирования после начала СВО пришелся на середину 2023 года, а к середине 2024 года бюджетная политика находилась в нейтральной области. За последние 15 лет наибольшей жесткости бюджетная политика достигла в середине 2019 года. Влияние шока бюджетной политики на инфляцию при гроху-SVAR- и LP-IV-оценивании длится четыре – шесть кварталов, медианный вклад в инфляцию резкого изменения переменной бюджетной политики на 1 п.п. ВВП находится в диапазоне 0,9–1,3 п.п. спустя год после шока. Ключевой рекомендацией по возвращению инфляции к цели является нормализация бюджетной политики. Для этого необходимо снизить долю государственных расходов бюджетной системы в ВВП до уровня 34,5–35,0% ВВП и строго следовать бюджетному правилу при формировании расходов федерального бюджета.

Ключевые слова: фискальный импульс, структурные шоки, денежно-кредитная политика, инструментальные переменные, метод локальных проекций

JEL: C36, C53, E31, E63

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Macroeconomics

Fiscal Policy Shocks and Inflation in Russia

Pavel B. Kolyadenko

ORCID: 0009-0002-6484-9794

Intern-Research Assistant, Russian Presidential
Academy of National Economy and Public
Administration,^a
e-mail: kolyadenko-pb@ranepa.ru

Yurii N. Perevyshin

ORCID: 0000-0001-7507-8361

Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor,
Russian Presidential Academy of National
Economy and Public Administration,^a
e-mail: perevyshin-yn@ranepa.ru

^a 82, str. 1, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation

Abstract

The article evaluates the impact of fiscal policy shocks on inflation in the Russian economy using updated econometric methods. Although a SVAR model with Cholesky decomposition would commonly be employed for this kind of analysis, it had to be replaced by more current models because its excessively narrow assumptions made it unsuitable for this article. Fiscal impulse indicators based on IMF methodology were constructed and applied in a proxy-SVAR approach, as well as in a local projections method with instrumental variables (LP-IV), in order to assess the impact of fiscal policy shocks on inflation in the Russian economy from 2012 to 2024. The structural budget deficits establish that the peak of fiscal stimulus following the start of the Special Military Operation occurred in mid-2023 and that fiscal policy had returned to a neutral stance by mid-2024. The most restrictive fiscal policy during the past fifteen years came in mid-2019. The proxy-SVAR and LP-IV methods indicate that fiscal policy shocks affect inflation for the next 4 to 6 quarters and that an abrupt change in fiscal policy by 1% of GDP produces a median change in inflation of 0.9–1.3% after a year. The key recommendation for returning inflation to its target value is normalization of fiscal policy. This requires reducing the level of government expenditures to 34.5–35.0% of GDP and strictly adhering to that fiscal rule when devising the federal budget.

Keywords: fiscal impulse, structural shocks, monetary policy, instrumental variables, local projections

JEL: C36, C53, E31, E63

Acknowledgements

This article has been prepared as part of RANEPa's state-commissioned research program.

Введение

Одной из причин ускорения инфляции в российской экономике после 2020 года могла стать стимулирующая бюджетная политика. В период пандемии коронавируса в 2020–2021 годах, а также после начала СВО в 2022 году расходы федерального бюджета превышали уровень, соответствующий бюджетному правилу. Если рост инфляции в 2021–2022 годах был характерен для многих развитых и развивающихся стран, то ускорение инфляции во второй половине 2023 года и ее сохранение на повышенном уровне в 2024 году стали особенностью российской экономики.

В современной теоретической литературе влияние бюджетной политики на инфляцию рассматривается в рамках двух подходов: новокейнсианской теории и фискальной теории уровня цен. Новокейнсианская теория предполагает ускорение инфляции в ответ на рост государственных расходов через механизм разрыва выпуска [Palley, 2013]. Согласно фискальной теории цен текущий уровень инфляции определяется будущими параметрами бюджетной политики, а рост государственных расходов оказывается проинфляционным, если он не обеспечен улучшением фискальных балансов в будущем [Cochrane, 2001; 2023; Leeper, 1991]. Таким образом, оба теоретических подхода предполагают ускорение инфляции в ответ на положительный шок государственных расходов или увеличение бюджетного дефицита.

Однако в эмпирических работах не всегда удается обнаружить проинфляционное влияние роста бюджетных расходов или дефицита бюджета. Ряд исследований на данных США обнаруживает отрицательное влияние роста государственных расходов на инфляцию [Jørgensen et al., 2022; Ricco et al., 2016]. В некоторых работах для обоснования этого рассматриваются модели, основанные на росте факторной производительности в ответ на увеличение государственных расходов, что приводит к росту потенциального выпуска и возникновению отрицательного разрыва выпуска, оказывающего дезинфляционное влияние [D'Alessandro et al., 2019].

Отсутствие консенсуса в эмпирической литературе активизировало дискуссию по вопросу идентификации шоков бюджетной политики. Среди наиболее популярных методов идентификации шоков бюджетной политики выделяют SVAR-модели с декомпозицией по Холецкому [Bernanke et al., 1992], а также подход, основанный на наложении знаковых ограничений [Mountford et al., 2009]. Однако оба этих подхода требуют использования строгих априорных предположений, которые не всегда оказываются обо-

снованными и могут являться причинами получения смещенных результатов.

Еще один метод идентификации структурных шоков государственных расходов — метод Бланшара — Перотти (далее — BP) — предложен в работе [Blanchard, Perotti, 2002]. Метод BP приобрел популярность благодаря менее жестким предпосылкам и возможности учитывать особенности бюджетных систем рассматриваемых стран, что делает его широко используемым для вычисления мультипликатора государственных расходов [Boiciuc, 2015; Perotti, 2005].

В эмпирических исследованиях по российской экономике крайне мало внимания уделено влиянию шоков бюджетной политики на инфляцию. Однако существует пласт работ, изучающих влияние бюджетной политики на динамику других макроэкономических переменных в России, в частности посвященных оценке фискальных мультипликаторов. В таких работах моделирование чаще всего проводится с помощью авторегрессионных моделей.

Например, в исследовании [Кудрин, Кнобель, 2017] авторы с помощью SVAR-модели с наложением рекурсивных ограничений оценивали мультипликаторы отдельных статей бюджетных расходов по ВВП, которые оказались в промежутке 0,22–1,64 (мультипликатор совокупных расходов составил 0,91). В работах [Вотинов, Станкевич, 2017; Власов, Пономаренко, 2010] авторы использовали подход Бланшара — Перротти для оценки фискальных мультипликаторов и пришли к схожим значениям мультипликатора государственных доходов — приблизительно 0,6. В исследовании [Власов, Дерюгина, 2018] авторы использовали байесовскую векторную авторегрессию (BVAR) с комбинацией знаковых и краткосрочных ограничений на функции импульсного отклика для оценки фискального мультипликатора, который составил 0,28. Помимо знаковых и краткосрочных ограничений в эмпирической литературе по экономике использовались и нарративные, например в работе [Зяблицкий, 2018]. С использованием такого подхода авторы получили значение мультипликатора, равное 1,92 (совокупный вклад шока в рост ВВП по итогам двадцати кварталов). Таким образом, при моделировании бюджетной политики в российской экономике в исследованиях были получены различные оценки ее вклада в ВВП, что может быть связано с использованием разных методологий.

В некоторых работах проводится анализ вклада бюджетной политики в динамику макроэкономических показателей в российской экономике с помощью различных DSGE-моделей. Так, в исследовании [Полбин, 2024] с помощью оценок DSGE-моделей авторами была рассчитана величина фискальных мультипликато-

ров. Помимо этого, было обнаружено проинфляционное воздействие бюджетных шоков на инфляцию: при увеличении госрасходов на 1% ВВП рост базисного ИПЦ в течение первого года после шока может составлять 4,5–4,7%.

В современных эмпирических работах, исследующих влияние шоков бюджетной политики на инфляцию, популярность приобрели подходы с инструментальными переменными — метод локальных проекций (LP-IV) и *proxy*-SVAR.

Proxy-SVAR был развит и детально описан в работах [Mertens et al., 2013; Stock et al., 2012] и нашел широкое применение в эмпирической литературе по выявлению эффектов бюджетной политики [Ferrara et al., 2021]. Метод локальных проекций с использованием инструментальных переменных получил развитие в исследованиях [Jordà et al., 2015; Stock et al., 2018]. Его основным преимуществом перед *proxy*-SVAR-подходом является устойчивость к ошибкам в спецификации модели и возможность получения менее смещенных оценок функций импульсного отклика на средних и длинных горизонтах.

Главной сложностью применения этих методов является подбор инструментальной переменной, которая удовлетворяла бы одновременно условиям экзогенности и релевантности. В исследованиях по американской экономике инструменты для идентификации шоков бюджетной политики строятся на основе нарративного (описательного) подхода [Ferrara et al., 2021; Mertens et al., 2013; Ramey, 2011].

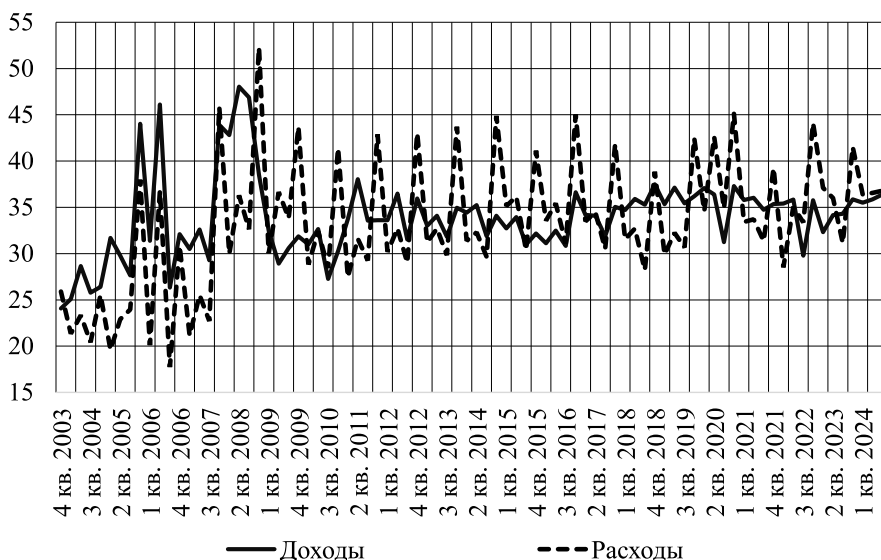
Настоящее исследование посвящено оценке влияния шоков бюджетной политики на инфляцию в российской экономике. Авторы используют *proxy*-SVAR-подход, а также метод LP-IV для оценки функций импульсного отклика инфляции на шоки переменных бюджетной политики, а как бенчмарк-модель рассматривается стандартная SVAR-модель с идентификацией по Холецкому. В качестве инструмента для переменной бюджетной политики применяется рассчитанный вне модели (согласно методике МВФ) показатель фискального импульса. Использование более современных, по сравнению с бенчмарк-подходом, методов идентификации позволяет получить статистически значимые функции импульсного отклика инфляции на шоки фискальной политики. Проинфляционное влияние проявляется как в увеличении государственных расходов, так и в расширении дефицита бюджетной системы в российской экономике. Медианное значение отклика инфляции на шок государственных расходов в 1 п.п. ВВП составляет 1,1 п.п. через два квартала после шока в терминах сезонно скорректированной инфляции в годовом выражении, а спустя год шок бюджетных расходов текущего

квартала добавляет 1,3 п.п. к инфляции. Медианный отклик инфляции на шок бюджетного дефицита в 1 п.п. ВВП оценивается в 0,9 п.п. через год.

1. Описание используемых данных

Авторы настоящей статьи использовали данные о расходах и доходах бюджетной системы, ВВП, инфляции, валютном курсе рубля к доллару и ставке межбанковского рынка RUONIA с I квартала 2011 по III квартал 2024 года.

Данные по государственным доходам и расходам бюджетной системы, полученные с официальных сайтов Минфина и Росказначы и выраженные в долях ВВП, представлены на рис. 1. Из динамики бюджетных показателей следуют два наблюдения: (1) до 2010-х годов данные по доходам и расходам бюджетной системы были сильно волатильными из-за происходивших структурных изменений в российской бюджетной системе, поэтому включать в рассмотрение этот период нецелесообразно; (2) в данных присутствует сезонность, при этом с конца 2019 года сезонная волна начала меняться, что обусловлено шоками, с которыми столкнулась российская бюджетная система, — мерами поддержки во время пандемии COVID-19 и ростом расходов на оборону в период СВО.

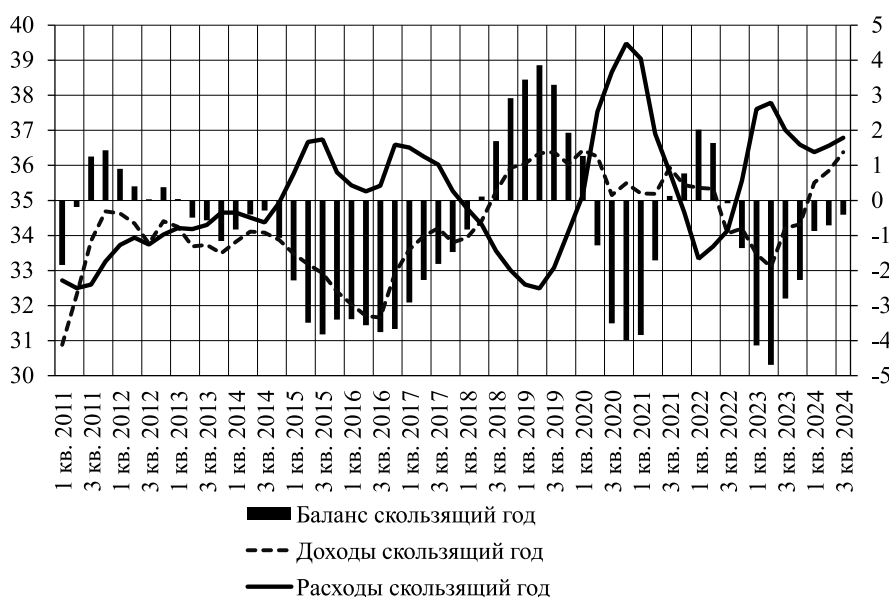


Источники: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts>; <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/conbud>.

Рис. 1. Динамика государственных доходов и расходов (% ВВП)

Fig. 1. Dynamics of Government Revenues and Expenditures (% GDP)

Даже после проведения сезонной корректировки временной ряд государственных расходов и особенно ряд доходов (из-за колебаний мировых цен на нефть и изменений в системе налогообложения) остаются волатильными на правом конце выборки. В связи с этим авторы рассматривают показатели бюджетной политики за скользящий год (сумма за текущий и три предшествующих квартала) в долях ВВП (рис. 2) (оценки моделей с сезонно скорректированными данными приводятся в разделе 7 с проверкой результатов на устойчивость).



Источники: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/conbud>; расчеты авторов.

Рис. 2. Доходы, расходы (левая ось) и баланс (правая ось) бюджетной системы за скользящий год (% ВВП)

Fig. 2. Income, Expenditure (left scale), and Budget Balance (right scale) for a Rolling Year (% GDP)

Данные по ИПЦ взяты с сайта Росстата, на их основе построен базисный индекс цен (p_t), который был сезонно скорректирован. На основе сезонно скорректированного уровня цен рассчитана квартальная аннуализированная инфляция (π_t , переменная интереса) по формуле:

$$\pi_t = 400 \times \log\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right). \quad (1)$$

Валютный курс рубля по отношению к доллару ($exch$) (руб. за долл., без сезонной коррекции) использовался для контроля эффекта переноса курса в цены и рассчитывался в процентах изменения за квартал согласно следующей формуле:

$$e_t = 100 \times \log \left(\frac{exch_t}{exch_{t-1}} \right). \quad (2)$$

Для учета влияния фазы экономического цикла на инфляцию использовался разрыв выпуска (*gdp_gap*), а потенциальный ВВП оценивался на основе базисного сезонно скорректированного индекса фактического ВВП с помощью фильтра Ходрика — Прескотта (со стандартным для квартальных данных параметром $\lambda = 1600$). Для оценки степени жесткости денежно-кредитной политики использовались данные по процентной ставке межбанковского рынка RUONIA (*ruonia*).

2. Бенчмарк-модель: SVAR с идентификацией по Холецкому

В качестве бенчмарка использовалась SVAR-модель с идентификацией по Холецкому с пятью переменными, расположенными в порядке нарастания эндогенности: переменная бюджетной политики, разрыв выпуска, валютный курс, инфляция, ставка процента. В качестве переменной фискальной политики рассматривались два показателя: бюджетный дефицит (разница между расходами и доходами) в долях ВВП и государственные расходы в долях ВВП.

Информационные критерии свидетельствуют о том, что стоит выбрать один лаг для SVAR-модели. Таким образом, формально модель можно записать с помощью уравнения:

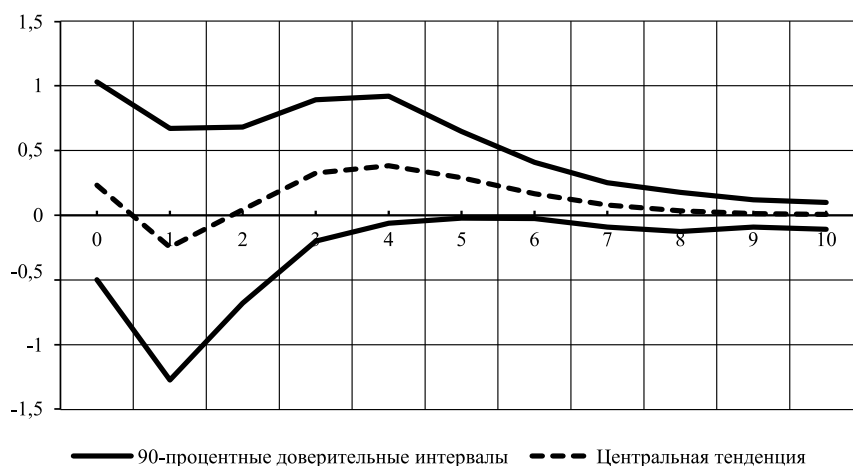
$$Y_t = A + BY_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где $Y_t = \begin{pmatrix} fisc_t \\ gap_t \\ exch_t \\ \pi_t \\ Ruonia_t \end{pmatrix}$ — вектор эндогенных переменных, A (5; 1) —

вектор констант, B (5; 1) — вектор коэффициентов, ε_t — вектор остатков.

Переменной интереса в текущем исследовании является инфляция, поэтому в дальнейшем будем приводить графики функций импульсного отклика инфляции на шоки переменных фискальной политики.

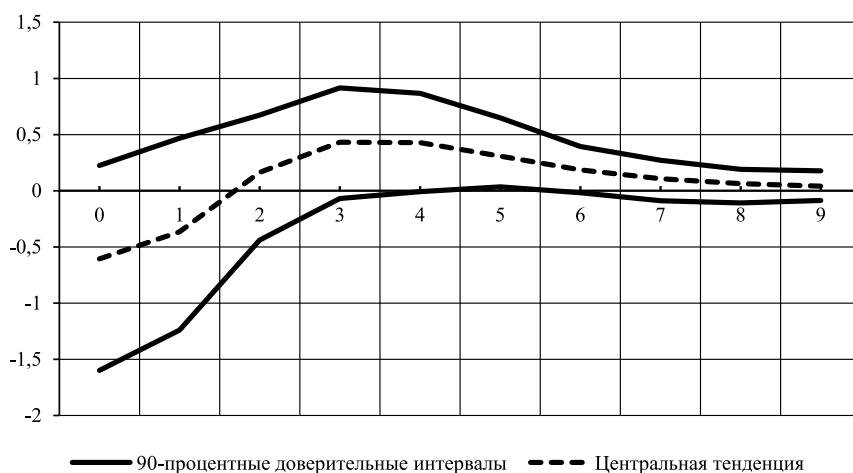
После оценивания SVAR-модели с рекурсивной идентификацией и построения функций импульсного отклика получается стандартный для российской экономики результат о незначимости откликов инфляции и на шок дефицита бюджетной системы, и на шок государственных расходов (рис. 3–4).



Источник: расчеты авторов.

Рис. 3. Шок дефицита и инфляция, идентификация по Холецкому

Fig. 3. Shortage Shock and Cholesky Inflation Identification



Источник: расчеты авторов.

Рис. 4. Шок расходов и инфляция, идентификация по Холецкому

Fig. 4. Expense Shock and Cholesky Inflation Identification

Возможным решением этой проблемы является использование проху-SVAR-подхода, метода локальных проекций с инструментальными переменными LP-IV либо другой схемы идентифика-

ции, например предложенной в работе [Blanchard, Perotti, 2002]; эти три подхода будут применены в дальнейшем.

3. Метод Бланшара — Перотти для получения структурных шоков расходов

Мы использовали модификацию метода, предложенную в работе [Perotti, 2005] и включающую в себя пять переменных: государственные расходы (g) и доходы (t), выпуск (y), инфляция (p) и процентная ставка (i). В рамках этого подхода сначала требуется получить вектор остатков $U_t = [u_t^t, u_t^g, u_t^y, u_t^p, u_t^i]$, оценив VAR-модель, представленную следующим образом:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^3 A_i Y_{t-i} + U_t, \quad (4)$$

где $Y_t = [y_t^t, y_t^g, y_t^y, y_t^p, y_t^i]$ — вектор эндогенных переменных, A_0 — вектор констант, A_i — матрицы коэффициентов. Количество лагов VAR-модели было выбрано равное трем, основываясь на Байесовском информационном критерии (BIC). Оценивание модели производилось с помощью метода наименьших квадратов.

На следующем этапе требуется определить остатки структурной формы с помощью АВ-модели, отражающей связь между остатками приведенной формы VAR-модели и структурными шоками. В рамках подхода Бланшара — Перотти предполагается, что шоки государственных расходов (u_t^g) и налогов (u_t^t) можно представить как комбинацию двух типов шоков: неструктурных шоков выпуска (u_t^y), процентной ставки (u_t^i), инфляции (u_t^p) и структурных шоков государственных расходов и налогов. Таким образом, остатки приведенной формы в этой модели выглядят следующим образом:

$$u_t^t = a_{ty}u_t^y + a_{tp}u_t^p + a_{ti}u_t^i + b_{tg}e_t^g + e_t^t, \quad (5)$$

$$u_t^g = a_{gy}u_t^y + a_{gp}u_t^p + a_{gi}u_t^i + b_{gt}e_t^t + e_t^g, \quad (6)$$

$$u_t^y = a_{yt}u_t^t + a_{yg}u_t^g + e_t^y, \quad (7)$$

$$u_t^p = a_{py}u_t^y + a_{pt}u_t^t + a_{pg}u_t^g + e_t^p, \quad (8)$$

$$u_t^i = a_{iy}u_t^y + a_{ip}u_t^p + b_{it}e_t^t + b_{ig}e_t^g + e_t^i, \quad (9)$$

где a_{ij} — внутриквартальная (в силу использования в исследовании квартальных данных) эластичность переменной i по переменной

j , u_t^k — остатки регрессии k -й переменной из оценки приведенной VAR-модели, e_t^k — вектор структурных шоков k -й переменной, b_{ij} — коэффициенты, отражающие реакцию i -й переменной на структурные изменения j -й переменной.

Уравнения предполагают внутриквартальную зависимость шоков рассматриваемых макроэкономических переменных друг от друга, а также от структурных изменений в бюджетной системе. В спецификации модели с пятью переменными возникает ряд коэффициентов a_{ij} , которые необходимо идентифицировать.

Как и в работе [Blanchard, Perotti, 2002], на первом шаге мы определяем значения внутриквартальных эластичностей с помощью институциональной информации об устройстве и функционировании российской бюджетной системы.

Предполагается, что внутриквартальная эластичность доходов по процентной ставке в российской экономике равна нулю: если и происходят изменения доли бюджетных доходов в ВВП в ответ на шок процентной ставки, то не ранее следующего после момента шока ДКП квартала ($a_{ti} = 0$).

Внутриквартальную эластичность доли доходов в ВВП по выпуску мы полагаем равной единице, поскольку до изменений, вступивших в силу с начала 2025 года, налоги в российской бюджетной системе были по большей части пропорциональными.

Внутриквартальную эластичность доходов по инфляции мы принимаем равной нулю, что связано с использованием данных по доходам бюджета в долях ВВП, в результате шоки инфляции будут приводить к пропорциональному изменению как числителя, так и знаменателя.

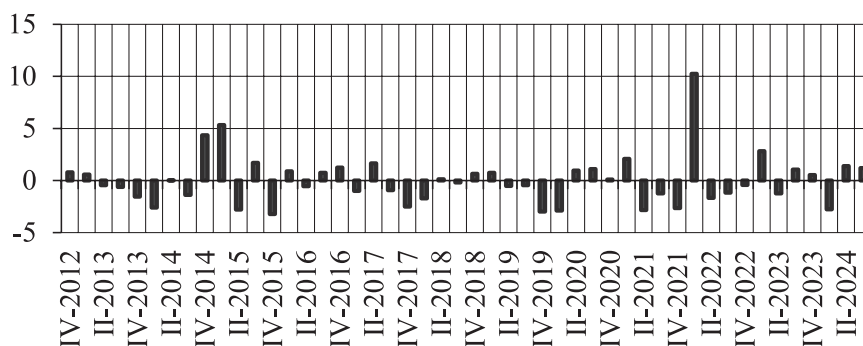
Наконец, для получения структурных шоков налогов необходимо определить порядок принятия решений относительно доходов и расходов при планировании российского бюджета. Как и в работе [Власов, Пономаренко, 2010], мы полагаем, что Минфин при планировании бюджета сначала определяет объем налогов и исходя из него принимает решения об объеме расходов. Следовательно, коэффициент b_{tg} равен нулю.

На следующем этапе устанавливаются ограничения на коэффициенты для уравнения (6). Предполагается, что внутриквартальная эластичность государственных расходов по выпуску равна нулю: положительные шоки выпуска приводят к росту доходов, которые затем увеличивают расходы бюджета, однако на это требуется более одного квартала ($a_{gy} = 0$).

При определении эластичности государственных расходов по инфляции мы следовали логике, предложенной в работе [Perotti, 2005]. Во-первых, индексация доходов бюджетников в соответствии с уровнем инфляции в российской экономике происходит

с лагом, превышающим один квартал. Во-вторых, большая часть расходов зафиксирована в номинальном выражении на протяжении года, однако некоторые расходы всё же могут изменяться в ответ на рост цен внутри одного квартала, о чем свидетельствует растущая на протяжении года величина бюджетной росписи. Поскольку расходы, как и доходы, бюджетной системы представлены в долях ВВП, то практически неизменный числитель (расходы) и растущий при шоках инфляции знаменатель (номинальный ВВП) позволяют предположить, что эластичности государственных расходов по инфляции находятся в интервале от 0 до -1 ; предположим, что $a_{gp} = -0,5$.

Наконец, внутриквартальную эластичность государственных расходов по процентной ставке мы полагаем равной нулю: $a_{gi} = 0$. Несмотря на наличие в структуре государственных расходов процентных платежей по государственному долгу с плавающим купоном и расходов на субсидирование льготных кредитов, которые напрямую зависят от величины процентной ставки, их величина в общем объеме расходов достаточно мала, в связи с чем можно принять внутриквартальную эластичность государственных расходов по процентной ставке, равной нулю. Полученный с помощью модели Бланшара — Перотти ряд структурных шоков государственных расходов в российской экономике представлен на рис. 5.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 5. Структурные шоки государственных расходов

Fig. 5. Structural Shocks From Government Spending

Как видно из рис. 5, метод Бланшара — Перотти выделяет положительный фискальный импульс в конце 2014 — начале 2015 года вследствие рецессии, начавшейся в российской экономике из-за резкого падения мировых цен на нефть, сильной девальвации рубля и введения экономических санкций против

российских компаний и финансового сектора. Правительство перешло к наращиванию государственных расходов. Рост расходов также требовался для интеграции новых субъектов Российской Федерации (Республики Крым и города Севастополя) и реализации ряда инфраструктурных проектов. Финансирование новых расходов было осложнено резким сокращением доходов бюджета РФ. Это произошло из-за снижения мировых цен на нефть и, соответственно, сокращения нефтегазовых доходов бюджета. Такая ситуация привела к увеличению дефицита федерального бюджета в 2015 году по сравнению с 2014-м с 0,4 до 2,4% ВВП.

Также на основе метода Бланшара — Перотти выделяется период активной фискальной консолидации, происходившей в 2017–2019 годах. Наибольший по абсолютному значению отрицательный фискальный шок в этот период пришелся на IV квартал 2017 года.

Шоки бюджетной политики, происходившие в 2020–2023 годах, также выявляются методом Бланшара — Перотти. В период пандемии COVID-19 Правительство РФ перешло к наращиванию фискального импульса. Бюджетные расходы были направлены на поддержание спроса в российской экономике, которая в тот момент находилась в состоянии рецессии. Кроме того, метод идентифицирует отмену во второй половине 2021 года стимулирующих мер после окончания пандемии.

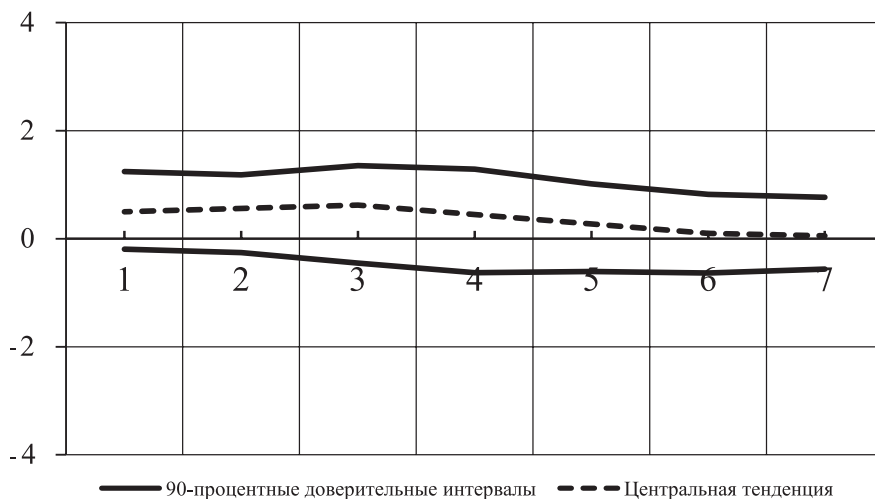
Второй эпизод роста фискального импульса в российской экономике происходил в 2022–2023 годах. Рост расходов был обусловлен усилением санкционного давления, что потребовало оказания финансовой помощи наиболее пострадавшим секторам экономики и финансирования инициатив, направленных на импортозамещение в стратегических отраслях. Дополнительного финансирования потребовали военные расходы и обеспечение социальных обязательств.

Далее с помощью полученных рядов структурных шоков параметров бюджетной системы можно рекурсивно получить оставшиеся ряды структурных шоков выпуска, инфляции и процентной ставки.

Функция импульсного отклика инфляции на шок государственных расходов, полученная с помощью SVAR при использовании структурных шоков из метода Бланшара — Перотти, представлена на рис. 6.

Полученные импульсные отклики инфляции на шок государственных расходов вновь оказались незначимыми. Возможным решением этой проблемы является использование проху-SVAR-подхода и метода локальных проекций с инструментальными переменными LP-IV. Для реализации этих подходов нужен времен-

ной ряд инструментов бюджетной политики: фискальных шоков или фискальных импульсов; их построение проводится в следующем разделе.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 6. Отклик инфляции на шок дефицита в SVAR с использованием В-Р-метода идентификации шоков

Fig. 6. Inflation Response to a Deficit Shock Using SVAR and the B-P Shock Identification Method

4. Построение показателей фискального импульса в российской экономике

В работах [Fedelino et al., 2009; Villafuerte et al., 2010; Vladkova-Hollar et al., 2008] представлены различные способы оценки показателя фискального импульса. В [Fedelino et al., 2009] государственные расходы и доходы корректируются на фазу экономического цикла и используются для расчета циклически скорректированного фискального баланса. В [Vladkova-Hollar et al., 2008] для расчета фискального баланса предлагается использовать доходы, скорректированные на мировой цикл цен на сырье, что актуально для российской экономики, в структуре доходов которой существенную часть составляют нефтегазовые доходы. Для расчета показателя фискального импульса мы следуем логике, изложенной в [Fedelino et al., 2009], и оцениваем циклически скорректированный фискальный баланс (CAРВ) как разницу между структурными расходами (G) и доходами (R):

$$CAPB = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} - G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G}, \quad (10)$$

где ε_R — эластичность государственных доходов по разрыву выпуска, ε_G — эластичность государственных расходов по разрыву выпуска, Y^p и Y — потенциальный и фактический ВВП соответственно.

Ресурсные доходы бюджета практически не зависят от внутреннего экономического цикла, но существенно зависят от цикла мировых цен на сырьевые товары. Поэтому для получения структурного компонента доходов бюджета российские нефтегазовые доходы необходимо корректировать на мировой цикл цен на нефть.

При расчете структурного баланса в российской экономике используется предпосылка о единичной эластичности государственных несырьевых доходов относительно ВВП и нулевой эластичности государственных расходов относительно ВВП. Первая предпосылка позволяет упростить анализ, поскольку чувствительность налоговых сборов к изменению налогооблагаемой базы в России менялась в течение рассматриваемого периода — под действием, например, мер Минфина по повышению собираемости налогов. В то же время эти изменения носили плавный характер, выраженных структурных сдвигов не наблюдалось. Поэтому такое предположение не должно приводить к существенному искажению результатов.

Также предположим, что ресурсные доходы — это только доходы от нефтегазового сектора, нефтегазовые доходы. Еще одним предположением будет равенство долгосрочной равновесной цены ресурсов той, что установлена в бюджетном правиле. Эта предпосылка позволяет в качестве ресурсных доходов, скорректированных на цикл цен сырьевых товаров, использовать базовые (расчетные) нефтегазовые доходы.

С 2017 года в рамках бюджетного правила выделяется базовая цена нефти, которая до 2023 года составляла 40 долл./барр. в ценах 2017 года¹. С 2017 года базовая цена нефти индексировалась ежегодно на 2%. С 2018 года Минфин ежемесячно рассчитывает объем базовых нефтегазовых доходов, которые мы в дальнейшем будем называть структурными ресурсными доходами. В период с 2011 по 2017 год структурные ресурсные доходы требуется оценить. Для этого необходима оценка базовой мировой цены нефти *Urals*. Будем предполагать, что каждый год начиная с 2011-го структурная мировая цена нефти увеличивалась на 2%, чтобы к 2017 году достичь уровня в 40 долл./барр.

¹ В 2023 году базовые нефтегазовые доходы Минфин оценивал в 8 трлн руб. в год, что соответствовало цене нефти в 60 долл./барр., с 2024 года базовая цена нефти составляет 60 долл./барр.

Кроме цены нефти на базовые нефтегазовые доходы влияет курс рубля относительно доллара, так как добывающие компании платят налоги в рублях. Таким образом, объем базовых нефтегазовых доходов (БНГД) зависит от базовой рублевой цены нефти (БРЦН), которая рассчитывается как произведение базовой цены нефти в долларах и валютного курса. Оценим эту парную регрессию в период с 2017 по 2021 год, когда объем добычи был относительно стабильным. Результаты свидетельствуют о высокой степени связи между БРЦН и БНГД (коэффициент детерминации R^2 составляет 0,59, константа равна 529, угловой коэффициент при БРЦН — 0,284), а само уравнение для квартальных данных имеет вид:

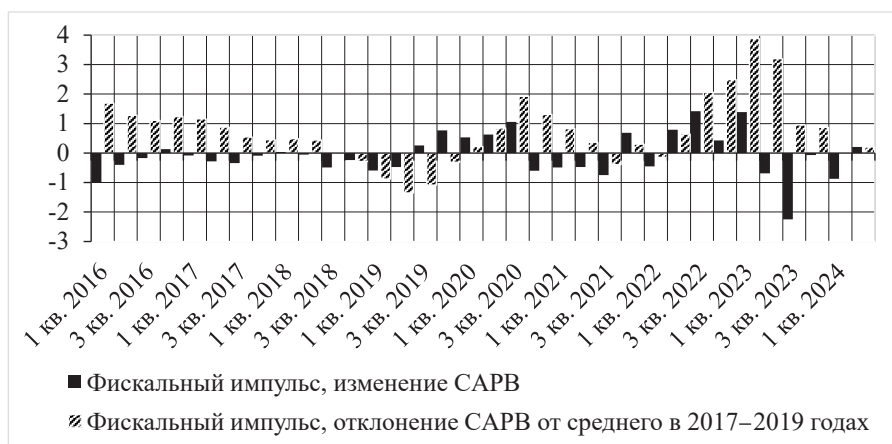
$$\text{БНГД} = 529 + 0,284 \times \text{БРЦН}. \quad (11)$$

На основе оцененной зависимости появляется возможность рассчитать величину базовых нефтегазовых доходов ретроспективно в период с 2011 по 2016 год.

Для устранения циклической составляющей ненепфтегазовых доходов (ННГД) оценивался потенциальный уровень выпуска в российской экономике на основе фильтра Ходрика — Прескотта, после чего проводилась корректировка фактических ННГД на отношение потенциального ВВП к фактическому. Затем рассчитывался показатель циклически скорректированного фискального баланса (САРВ). На его основе вычислялась величина фискального импульса. Под фискальным импульсом понимается ситуация, при которой бюджетно-налоговая политика усиливает или ослабляет давление на совокупный спрос в экономике. Одним из подходов к оценке фискального импульса является расчет изменения структурного первичного баланса [Philip et al., 2002]. Еще один подход — сравнение текущего САРВ с уровнем баланса, при котором бюджетная политика была нейтральной (не оказывала воздействия на инфляцию).

На рис. 7 представлен расчет фискального импульса в российской экономике как разницы между циклически скорректированным фискальным балансом в соседние периоды времени и отклонением фискального баланса от его среднего за период с 2017 по 2019 год уровня (наша оценка нейтрального уровня бюджетной политики). Ввиду того что в расчетах используются показатели бюджетной политики за скользящий год, фискальный импульс, рассчитанный как разность между соседними САРВ, указывает на состояние бюджетной политики в рассматриваемом квартале по сравнению с аналогичным кварталом предшествующего года (импульс в III квартале 2020 года, равный 1,1, означает, что в III квартале 2020 года бюджетная политика была на 1,1 п.п. ВВП мягче,

чем в III квартале 2019-го). Интерпретация импульса в терминах отклонения от среднего в 2017–2019 годах соответствует средней мягкости или жесткости бюджетной политики за год: так, импульс в 3,9 п.п. ВВП в III квартале 2023 года говорит о том, что в среднем за период со II квартала 2022 по I квартал 2023 года бюджетная политика была на 3,9 п.п. ВВП мягче, чем в период с 2017 по 2019 год.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 7. **Фискальный импульс** (п.п. ВВП)

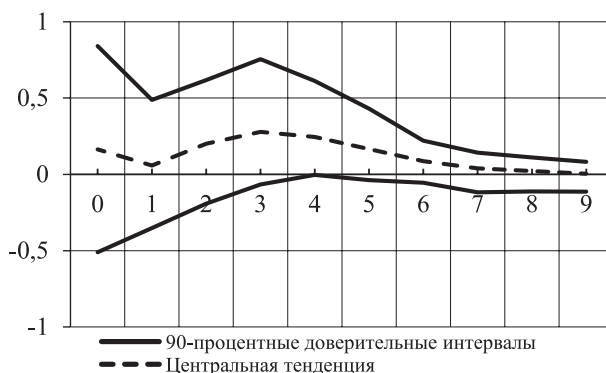
Fig. 7. **Fiscal Impulse** (% GDP)

Из рис. 7 следует, что в 2022–2023 годах бюджетная политика носила стимулирующий характер относительно нейтрального уровня 2017–2019 годов, а пик стимулирования пришелся на первую половину 2023 года. К началу 2024 года бюджетная политика перешла в нейтральную область как с точки зрения изменения циклически скорректированного фискального баланса, так и с точки зрения отклонения от нейтрального уровня 2017–2019 годов.

5. Оценка функций импульсного отклика с помощью proxy-SVAR

Полученные ряды фискальных импульсов можно использовать в качестве инструментальных переменных для показателей бюджетной политики в рамках proxy-SVAR-подхода.

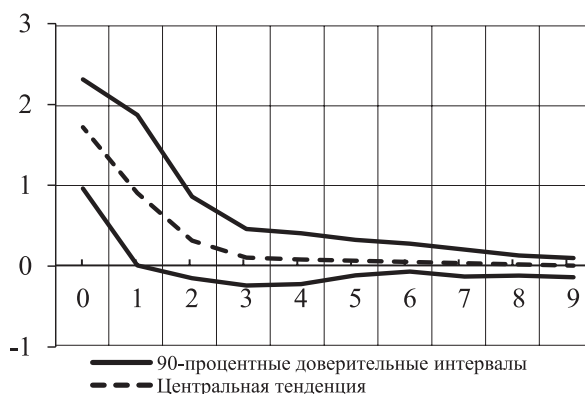
На рис. 8 приведена функция импульсного отклика инфляции на шок дефицита бюджета в ситуации, когда инструментом для бюджетного показателя была оценка фискального импульса, рассчитанная как разность соседних циклически скорректированных фискальных балансов.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 8. Отклик инфляции на шок дефицита в проху-SVAR: инструмент — разность САРВ

Fig. 8. Inflation Response to a Deficit Shock Using Proxy-SVAR With the Cyclically Adjusted Primary Balance Deviation as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 9. Отклик инфляции на шок дефицита в проху-SVAR: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

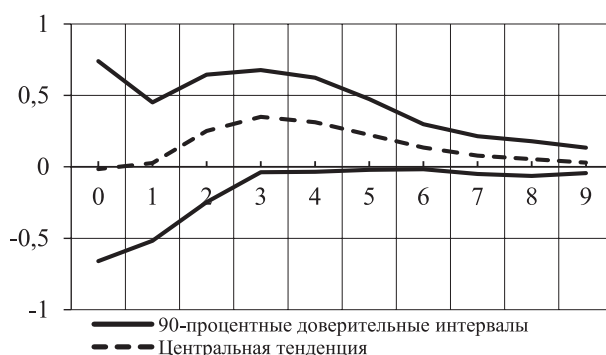
Fig. 9. Inflation Response to a Deficit Shock Using Proxy-SVAR With the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017-2019 Level as the Instrumental Variable

Как и в случае с идентификацией по Холецкому, доверительный интервал включает ноль, что не позволяет сделать вывод о значимом влиянии шока бюджетного дефицита на инфляцию.

При использовании в качестве инструмента отклонения циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов шок дефицита бюджета оказывает значимое положительное влияние на инфляцию на протяжении двух кварталов: в первом квартале средний вклад шока дефицита в одно стандартное отклонение (2,2 п.п. ВВП) составляет 1,7 п.п. в квар-

тальную аннуализированную инфляцию, в следующем квартале вклад снижается до 0,9 п.п., а к третьему кварталу эффект становится незначимым (рис. 9).

Аналогичные расчеты для шока государственных расходов приведены на рис. 10–11.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 10. Отклик инфляции на шок расходов в proxy-SVAR: инструмент — разность CAPB

Fig. 10. Inflation Response to an Expenditure Shock Using Proxy-SVAR With the Cyclically Adjusted Primary Balance Deviation as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 11. Отклик инфляции на шок расходов в proxy-SVAR: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

Fig. 11. Inflation Response to Expenditure Shock Using Proxy-SVAR With the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017–2019 Level as the Instrumental Variable

Если в качестве инструмента использовать разность CAPB, то отклик инфляции на шок бюджетных расходов оказывается незначимым. При использовании в качестве инструмента откло-

нения циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов шок бюджетных расходов в одно стандартное отклонение (1,6 п.п. ВВП) оказывает значимое влияние на инфляцию в текущем и следующем кварталах в размере 2,6 и 1,1 п.п. соответственно. По истечении двух кварталов влияние шока становится незначимым.

Идентификация шоков бюджетной политики в российской экономике на основе проху-SVAR-подхода с использованием показателей фискального импульса в качестве инструментальных переменных позволяет получить результаты, согласующиеся со стандартными неокейнсианскими моделями: неожиданное увеличение дефицита бюджета приводит к ускорению инфляции, а фискальная консолидация, напротив, ведет к ее замедлению. Статистически значимое воздействие на инфляцию шоки бюджетной политики оказывают два квартала.

6. Оценка функций импульсного отклика с помощью LV-IV

Оценим функции импульсного отклика инфляции на шоки бюджетных переменных с помощью LP-IV. В нашей спецификации модель выглядит следующим образом:

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h x_t + \gamma_h W_t + \varepsilon_t^h, \quad (12)$$

где y_t — переменная интереса (инфляция), α_h — константа, рассчитанная для регрессии на горизонте h кварталов, x_t — переменная, влияние которой на переменную интереса мы стремимся оценить, β_h — оценка влияния переменной x_t (бюджетной политики) на переменную интереса на горизонте h , $W_t = [gdp_gap, ruonia, exchange_t]$ — вектор контрольных переменных (разрыв выпуска, курса доллара, процентная ставка RUONIA), ε_t^h — вектор остатков.

На первом этапе реализации метода локальных проекций с инструментальными переменными оценивается регрессия переменной бюджетной политики на инструментальную переменную и вектор оставшихся экзогенных переменных модели:

$$x_t = bInstr_t + aW_t + u_t. \quad (13)$$

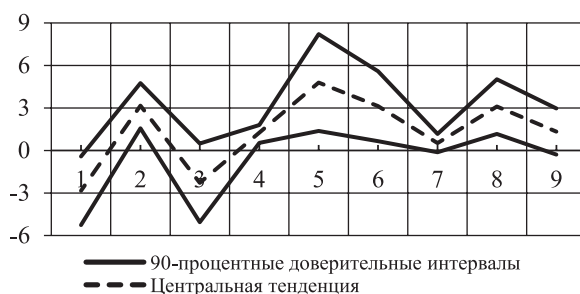
На втором этапе полученные оценки переменной бюджетной политики $\hat{x}_t$ используются в регрессии локальных проекций для каждого горизонта h :

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \hat{x}_t + \gamma_h W_t + \varepsilon_t^h. \quad (14)$$

Полученные ранее показатели фискального импульса используются в качестве инструментальных переменных для метода локальных проекций ввиду их коррелированности с показателем бюджетной политики.

В качестве показателя бюджетной политики, как и в проху-SVAR-подходе, использовался дефицит бюджета в долях ВВП и бюджетные расходы в долях ВВП.

На рис. 12–13 приведены функции импульсного отклика инфляции на шок дефицита бюджета.

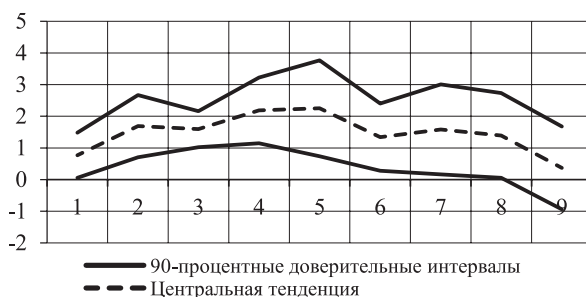


Примечание. На рис. 12–19 90-процентные доверительные интервалы построены с использованием устойчивых к гетероскедастичности и автокорреляции ошибок Ньюи — Веста.

Источник: расчеты авторов.

Рис. 12. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV: инструмент — разность CAPB

Fig. 12. Inflation Response to an LP-IV Deficit Shock
With the Cyclically Adjusted Primary Balance Deviation as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 13. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

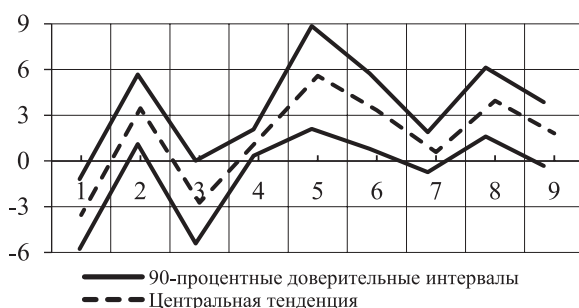
Fig. 13. Inflation Response to an LP-IV Deficit Shock With the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017–2019 Level as the Instrumental Variable

При использовании в качестве инструмента разности CAPB шок дефицита начинает оказывать значимое положительное влияние на инфляцию уже в следующем после шока квартале (+3,2 п.п.), при

этом влияние вновь оказывается значимым в четвертом, пятом, шестом и восьмом кварталах, что отличается от результатов, полученных с помощью *proxy-SVAR*.

Если в качестве инструмента использовать отклонение *CAPB* от среднего в 2017–2019 годах уровня, то влияние шока дефицита на инфляцию оказывается положительным и статистическим значимым с первого по восьмой кварталы, достигая своего пика в +2,3 п.п. в пятом квартале. После восьмого квартала влияние шока на инфляцию становится незначимым.

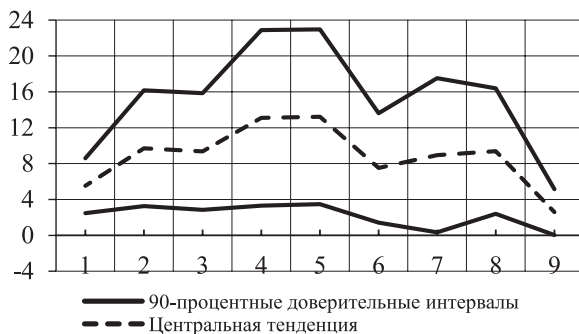
По аналогии оценивалось влияние шока государственных расходов на инфляцию. Функции импульсных откликов изображены на рис. 14–15.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 14. Отклик инфляции на шок расходов в LP-IV: инструмент — разность *CAPB*

Fig. 14. Inflation Response to an Expenditure Shock in LP-IV With the Cyclically Adjusted Primary Balance Deviation as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 15. Отклик инфляции на шок расходов в LP-IV: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

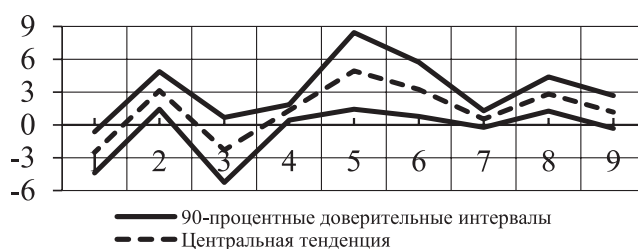
Fig. 15. Inflation Response to an Expenditure Shock in LP-IV With the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017–2019 Level as the Instrumental Variable

Влияние шока государственных расходов оказывается положительным и статистически значимым в обоих случаях, однако его вклад в инфляцию оказывается значительно выше (достигает максимума в +5,6 п.п. по итогам пяти кварталов после шока в первом случае и +13,2 п.п. — по итогам пяти кварталов во втором случае). Это может быть связано с тем, что рассматриваемые показатели фискальных импульсов лучше подходят для использования в качестве инструментов к шокам дефицита, чем к шокам государственных расходов. Для исключения влияния на итоговые результаты этих аномально больших оценок в дальнейшем мы рассчитываем медианные отклики. По истечении восьми кварталов после шока бюджетных расходов его влияние на инфляцию становится статистически незначимым.

Постепенное снижение влияния шока государственных расходов на инфляцию в целом соответствует выводам неокейнсианских моделей о временном воздействии шоков на макроэкономические показатели и может быть обусловлено действиями центрального банка, направленными на возвращение инфляции к целевому уровню.

7. Проверка результатов на устойчивость

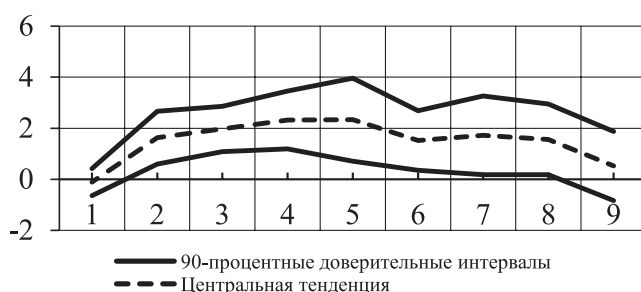
Проверка результатов метода локальных проекций на устойчивость проводилась добавлением дамми-переменных на периоды высокой инфляции, не связанной с факторами бюджетной политики, в IV квартале 2014 года, I квартале 2015 года и I квартале 2022 года. Функции импульсного отклика инфляции на шок дефицита с 90% доверительными интервалами в модели с дамми-переменными представлены на рис. 16–17.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 16. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV с фиктивной переменной: инструмент — разность CAPB

Fig. 16. Inflation Response to a Deficit Shock in LP-IV With a Dummy Variable and the Cyclically Adjusted Primary Balance Deviation as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 17. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV с фиктивной переменной: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

Fig. 17. Inflation Response to an LP-IV Deficit Shock With a Dummy Variable and the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017–2019 Level as the Instrument Variable

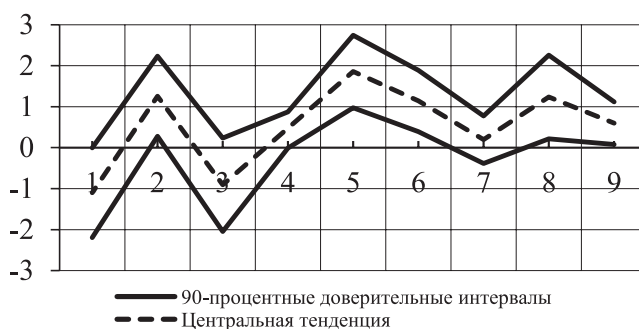
Включение фиктивной переменной не привело к существенно-му изменению результатов. Отклик инфляции на шок дефицита по-прежнему остался положительным и статистически значимым. Влияние шока становится незначительными по прошествии восьми кварталов после шока.

В качестве дополнительной проверки результатов исследования на устойчивость проводилась оценка модели с применением метода локальных проекций с инструментальными переменными с использованием сезонно сглаженных рядов государственных расходов и доходов вместо данных за скользящий год. Несмотря на существующие сложности с использованием сезонно сглаженных рядов ввиду изменения характера сезонности рядов после 2022 года, такая проверка на устойчивость позволяет подтвердить проинфляционность шоков бюджетной политики в российской экономике. Корректировка на сезонность проводилась с использованием автоматической процедуры X-13ARIMA-SEATS, которая широко применяется и позволяет получить корректную сезонную корректировку в большинстве случаев.

Функции импульсного отклика инфляции на шок дефицита с 90-процентными доверительными интервалами в модели с сезонно сглаженными рядами расходов и доходов представлены на рис. 18–19.

Как видно из рис. 18–19, даже при оценке такой модели результаты остались устойчивыми, что свидетельствует о явном проинфляционном влиянии бюджетных шоков в экономике РФ. Влияние шока государственных расходов оказывается положительным и статистически значимым в обоих случаях. При использовании

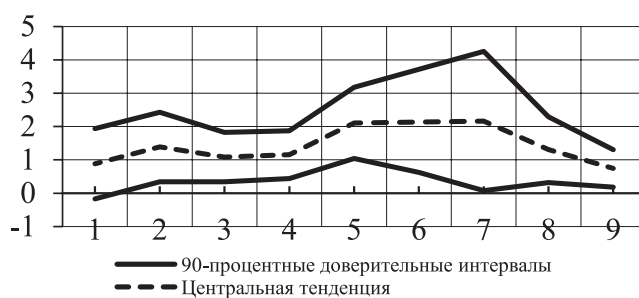
разности САРВ в качестве инструмента вклад оказывается статистически значимым и положительным во втором, пятом, шестом, восьмом и девятом кварталах после шока, достигая своего пика в +0,9 п.п. в пятом квартале. В случае модели с отклонением циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов шок по-прежнему оказывает значимое влияние на инфляцию, однако статистическая значимость этого влияния становится более стабильной: бюджетный шок не приводит к ускорению инфляции только спустя один квартал после шока. Пик влияния шока на инфляцию в такой модели достигается по итогам шестого квартала после шока и составляет +2,2 п.п.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 18. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV с фиктивной переменной: инструмент — разность САРВ

Fig. 18. Inflation Response to an LP-IV Deficit Shock With a Dummy Variable and the Deviation from the Cyclically Adjusted Primary Balance as the Instrumental Variable



Источник: расчеты авторов.

Рис. 19. Отклик инфляции на шок дефицита в LP-IV с фиктивной переменной: инструмент — отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов

Fig. 19. Inflation Response to an LP-IV Deficit Shock With a Dummy Variable and the Deviation of the Cyclically Adjusted Fiscal Balance From the 2017-2019 Level as the Instrumental Variable

Постепенное снижение влияния шока государственных расходов на инфляцию укладывается в логику неокейнсианских моделей о временном воздействии шоков на макроэкономические показатели, которые нейтрализуются в том числе денежно-кредитной политикой: отклик ставки RUONIA в модели с фиктивной переменной на периоды высокой инфляции оказывается положительным и статистически значимым.

В качестве одной из проверок результатов на устойчивость исследовалась обоснованность использования построенных фискальных импульсов в качестве инструмента для переменных фискальной политики. Не представляется возможным проверить экзогенность фискальных импульсов с помощью эконометрических процедур из-за совпадения числа инструментов и количества эндогенных переменных, однако выполнение этого условия обеспечивается процедурой построения инструмента. Расчет эффективной F-статистики, а также проведение F-тестов, устойчивых к возможной гетероскедастичности в данных, продемонстрировали релевантность использования фискального импульса, рассчитанного как отклонение циклически скорректированного фискального баланса от уровня 2017–2019 годов, в качестве инструмента для дефицита бюджета.

Заключение

Проведенное исследование показало, что экспансионистская бюджетная политика в российской экономике оказывает проинфляционное воздействие. Это утверждение согласуется с неокейнсианскими теориями о влиянии бюджетных шоков на инфляцию. Используя подход $rgoxu$ -SVAR и метод локальных проекций с инструментальными переменными (LP-IV), мы получили статистически значимые оценки влияния фискальных шоков на инфляцию.

Оценки свидетельствуют, что медианный отклик квартальной сезонно скорректированной инфляции в годовом выражении на шок государственных расходов в одно стандартное отклонение (1,6 п.п. ВВП) составляет 1,9 п.п. через два квартала и 0,8 п.п. — через четыре квартала, а по итогам года медиана влияния такого шока на инфляцию достигает 2,2 п.п. При пересчете на шок государственных расходов в 1 п.п. ВВП его вклад в инфляцию по итогам года составит 1,3 п.п.

Шок дефицита бюджета в одно стандартное отклонение (2,2 п.п. ВВП) приводит к ускорению сезонно скорректированной инфляции в годовом выражении на 1,7 п.п. через два квартала и на 1,2 п.п. — через четыре квартала, а по итогам года медиана влияния такого шока на инфляцию составляет 1,9 п.п. При пересчете на шок

дефицита в 1 п.п. ВВП его медианный вклад в инфляцию по итогам года оказался равен 0,9 п.п. В среднем длительность воздействия шока на инфляцию составила четыре — шесть кварталов.

Таким образом, рост расходов на 1,5 п.п. ВВП в IV квартале 2022 года добавил в инфляцию 2023 года (составляла 7,4%) порядка 2,0 п.п. Последующий рост расходов в 2023 году на 1,0 п.п. ВВП привел к дополнительному ускорению инфляции в 2024 года на 1,3 п.п., а неожиданное увеличение государственных расходов на дополнительные 1,5 трлн руб., анонсированное Минфином в конце сентября 2024 года (составляет порядка 0,8 п.п. ВВП), увеличит инфляцию в 2025 году на 1,0 п.п. Для возвращения инфляции к целевому уровню необходимо нормализовать бюджетную политику. Это предполагает снижение доли государственных расходов в ВВП до уровня 34,5–35,0% и строгое следование бюджетному правилу при формировании расходов федерального бюджета.

Литература

1. Власов С. А., Дерюгина Е. Б. Фискальные мультипликаторы в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. Т. 2. № 38. С. 104–119.
2. Власов С. А., Пономаренко А. А. Роль бюджетной политики в условиях финансово-экономического кризиса // Журнал Новой экономической ассоциации. 2010. № 7. С. 111–133.
3. Вотинцов А. И., Станкевич И. П. VAR-подход к оценке эффективности мер фискального стимулирования экономики // Финансовый журнал. 2017. № 6. С. 64–74.
4. Зяблицкий И. Е. Оценка фискальных мультипликаторов в российской экономике // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2020. Т. 24. № 2. С. 268–294. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-2-268-294.
5. Кудрин А. Л., Кнобель А. Ю. Бюджетная политика как источник экономического роста // Вопросы экономики. 2017. № 10. С. 5–26. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-5-26.
6. Полбин А. В. Анализ фискальных мультипликаторов для российской экономики на основе DSGE-модели с предпочтениями Яймовича и Ребело // Экономическая политика. 2024. Т. 19. № 6. С. 82–119. DOI: 10.18288/1994-5124-2024-6-82-119.
7. Bernanke B., Blinder A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission // The American Economic Review. 1992. Vol. 82(4). P. 901–921.
8. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output // The Quarterly Journal of Economics. 2002. Vol. 117. No 4. P. 1329–1368. DOI: 10.1162/003355302320935043.
9. Boiciuc I. The Effects of Fiscal Policy Shocks in Romania. A SVAR Approach // Procedia Economics and Finance. 2015. No 32(1). P. 1131–1139. DOI: 10.1016/S2212-5671(15)01578-6.
10. Cochrane J. H. Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level // Econometrica. 2001. Vol. 69. No 1. P. 69–116. DOI: 10.2139/ssrn.224441.
11. Cochrane J. The Fiscal Theory of the Price Level. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2023.
12. D'Alessandro A., Fella G., Melosi L. Fiscal Stimulus With Learning-By-Doing // International Economic Review. 2019. Vol. 60. No 3. P. 1413–1432. DOI: 10.1111/iere.12391.
13. Fedelino A., Ivanova A., Horton M. A. Computing Cyclically-Adjusted Balances and Automatic Stabilizers. Washington, DC: International Monetary Fund. 2009. No 2009/05. DOI: 10.5089/9781462359622.005.

14. Ferrara L., Metelli L., Natoli F., Siena D. Questioning the Puzzle: Fiscal Policy, Real Exchange Rate and Inflation // *Journal of International Economics*. 2021. Vol. 133. Article 103524. DOI: 10.1016/j.jinteco.2021.103524.
15. Jordà Ò., Schularick M., Taylor A. Betting the House // *Journal of International Economics*. 2015. Vol. 96. P. 2–18. DOI: 10.1016/j.jinteco.2014.12.011.
16. Jørgensen P. L., Ravn S. H. The Inflation Response to Government Spending Shocks: A Fiscal Price Puzzle? // *European Economic Review*. 2022. Vol. 141. Article 103982. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2021.103982.
17. Leeper E. M. Equilibria Under “Active” and “Passive” Monetary and Fiscal Policies // *Journal of Monetary Economics*. 1991. Vol. 27(1). P. 129–147.
18. Medlin A. Federal Reserve Monetary Policy and Wealth Inequality: An Instrumental-Variable Local Projections Approach. Preprint 2023. October. DOI: 10.2139/ssrn.4650805.
19. Mertens K., Ravn M. The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States // *American Economic Review*. 2013. Vol. 103(4). P. 1212–1247. DOI: 10.1257/aer.103.4.1212.
20. 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.
21. Palley T. Keynesian, Classical and New Keynesian Approaches to Fiscal Policy: Comparison And Critique // *Review of Political Economy*. 2013. Vol. 25(2). P. 179–204. DOI: 10.1080/09538259.2013.775821.
22. Perotti R. Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries. San Francisco, CA: Federal Reserve Bank of San Francisco, 2005.
23. Philip R., Janssen J. Indicators of Fiscal Impulse for New Zealand. Treasury Working Paper Series 02/30. Wellington: New Zealand Treasury, 2002.
24. Ramey V. A. Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing // *The Quarterly Journal of Economics*. 2011. Vol. 126. No 1. P. 1–50.
25. Ricco G., Callegari G., Cimadomo J. Signals From the Government: Policy Disagreement and the Transmission of Fiscal Shocks // *Journal of Monetary Economics*. 2016. Vol. 82. P. 107–118. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2016.07.004.
26. Stock J. H., Watson M. W. Disentangling the Channels of the 2007–2009 Recession // *Brookings Papers on Economic Activity*. 2012. Vol. 43. No 1. P. 81–156. DOI: 10.1353/eca.2012.0005.
27. Stock J., Watson M. Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments // *The Economic Journal*. 2018. Vol. 128. No 610. P. 917–948. DOI: 10.1111/econj.12593.
28. Murphy P. L., Villafuerte M., Ossowski R. Riding the Roller Coaster: Fiscal Policies of Nonrenewable Resource Exporters in Latin America and the Caribbean. IMF Working Paper 10(251). 2010. DOI: 10.5089/9781455209514.001.
29. Vladkova-Hollar I., Zettelmeyer J. Fiscal Positions in Latin America: Have They Really Improved? IMF Working Paper 08(137). 2008. DOI: 10.5089/9781451869965.001.

References

1. 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. (In Russ.)
2. Vlasov S. A., Ponomarenko A. A. Rol' byudzhetnoy politiki v usloviyakh finansovo-ekonomicheskogo krizisa [The Role of Fiscal Policy at the Time of Financial Crisis]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii* [Journal of the New Economic Association], 2010, no. 7, pp. 111–133. (In Russ.)
3. Votinov A. I., Stankevich I. P. VAR-podkhod k otsenke effektivnosti mer fiskal'nogo stimulirovaniya ekonomiki [VAR Approach to Efficiency Evaluation of Fiscal Economy Encouragement Measures]. *Finansovyy zhurnal* [Financial Journal], 2017, no. 6, pp. 64–74. (In Russ.)

4. Zyablitskiy I. E. Otsenka fiskal'nykh mul'tiplikatorov v rossiyskoy ekonomike [Estimating Fiscal Multipliers in Russian Economy]. *Ekonomicheskiy zhurnal Vysshey shkoly ekonomiki [HSE Economic Journal]*, 2020, vol. 24, no. 2, pp. 268-294. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-2-268-294. (In Russ.)
5. Kudrin A. L., Knobel A. Yu. Byudzhelnaya politika kak istochnik ekonomicheskogo rosta [Fiscal Policy as a Source of Economic Growth]. *Voprosy ekonomiki*, 2017, no. 10, pp. 5-26. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-5-26. (In Russ.)
6. Polbin A. V. Analiz fiskal'nykh mul'tiplikatorov dlya rossiyskoy ekonomiki na osnove DSGE-modeli s predpochteniyami Yaymovicha i Rebelo [Analyzing Fiscal Multipliers in the Russian Federation Using a DSGE Model With Jaimovich-Rebelo Preferences]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2024, vol. 19, no. 6, pp. 82-119. DOI: 10.18288/1994-5124-2024-6-82-119. (In Russ.)
7. Bernanke B., Blinder A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 1992, vol. 82(4), pp. 901-921.
8. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, vol. 117, no. 4, pp. 1329-1368. DOI: 10.1162/003355302320935043.
9. Boiciuc I. The Effects of Fiscal Policy Shocks in Romania. A SVAR Approach. *Procedia Economics and Finance*, 2015, no. 32(1), pp. 1131-1139. DOI: 10.1016/S2212-5671(15)01578-6.
10. Cochrane J. H. Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. *Econometrica*, 2001, vol. 69, no. 1, pp. 69-116. DOI: 10.2139/ssrn.224441.
11. Cochrane J. *The Fiscal Theory of the Price Level*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2023.
12. D'Alessandro A., Fella G., and Melosi L. Fiscal Stimulus With Learning-By-Doing. *International Economic Review*, 2019, vol. 60, no. 3, pp. 1413-1432. DOI: 10.1111/iere.12391.
13. Fedelino A., Ivanova A., Horton M. A. *Computing Cyclically-Adjusted Balances and Automatic Stabilizers*. Washington, DC, International Monetary Fund, 2009, no. 2009/05. DOI: 10.5089/9781462359622.005.
14. Ferrara L., Metelli L., Natoli F., Siena D. Questioning the Puzzle: Fiscal Policy, Real Exchange Rate and Inflation. *Journal of International Economics*, 2021, vol. 133, article 103524. DOI: 10.1016/j.jinteco.2021.103524.
15. Jordà Ò., Schularick M., Taylor A. Betting the House. *Journal of International Economics*, 2015, vol. 96, pp. 2-18. DOI: 10.1016/j.jinteco.2014.12.011.
16. Jørgensen P. L., Ravn S. H. The Inflation Response to Government Spending Shocks: A Fiscal Price Puzzle? *European Economic Review*, 2022, vol. 141, article 103982. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2021.103982.
17. Leeper E. M. Equilibria Under "Active" and "Passive" Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, 1991, vol. 27(1), pp. 129-147.
18. Medlin A. Federal Reserve Monetary Policy and Wealth Inequality: An Instrumental-Variable Local Projections Approach. Preprint 2023, October. DOI: 10.2139/ssrn.4650805.
19. Mertens K., Ravn M. The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States. *American Economic Review*, 2013, vol. 103(4), pp. 1212-1247. DOI: 10.1257/aer.103.4.1212.
20. 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.
21. Palley T. Keynesian, Classical and New Keynesian Approaches to Fiscal Policy: Comparison and Critique. *Review of Political Economy*, 2013, vol. 25(2), pp. 179-204. DOI: 10.1080/09538259.2013.775821.
22. Perotti R. *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. San Francisco, CA, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2005.
23. Philip R., Janssen J. *Indicators of Fiscal Impulse for New Zealand*. Treasury Working Paper Series 02/30. Wellington, New Zealand Treasury, 2002.
24. Ramey V. A. Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, vol. 126, no. 1, pp. 1-50.

25. Ricco G., Callegari G., Cimadomo J. Signals From the Government: Policy Disagreement and the Transmission of Fiscal Shocks. *Journal of Monetary Economics*, 2016, vol. 82, pp. 107-118. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2016.07.004.
26. Stock J. H., Watson M. W. Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, vol. 43, no. 1, pp. 81-156. DOI: 10.1353/eca.2012.0005.
27. Stock J., Watson M. Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments. *The Economic Journal*, 2018, vol. 128, no. 610, pp. 917-948. DOI: 10.1111/eoj.12593.
28. Murphy P. L., Villafuerte M., Ossowski R. Riding the Roller Coaster: Fiscal Policies of Non-renewable Resource Exporters in Latin America and the Caribbean. *IMF*, Working Paper 10(251), 2010. DOI: 10.5089/9781455209514.001.
29. Vladkova-Hollar I., Zettelmeyer J. Fiscal Positions in Latin America: Have They Really Improved? *IMF*, Working Paper 08(137), 2008. DOI: 10.5089/9781451869965.001.