

ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКАЯ СТАТЬЯ

<https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2026-1-15>

УДК 330.43, 339.9, 332.05

JEL C32, C55, E17, F47

А. В. Зубарев ^{а)}, М. А. Кириллова ^{б)} 

^{а), б)} Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, г. Москва, Российская Федерация

GVAR-модель с различными весами для анализа финансового канала распространения реальных шоков между странами и регионами¹

Аннотация. При анализе внешних шоков, влияющих на российскую экономику, требуется учёт большого количества каналов связи, по которым данные шоки могут передаваться. Одним из подходов для оценивания реакции макроэкономических показателей на внешние шоки является модель глобальной векторной авторегрессии (GVAR). В большинстве работ с использованием моделей GVAR авторы прибегают к стандартному способу снижения размерности, одновременно являющемуся способом моделирования канала передачи шоков: вычислению весов на основе объёмов внешней торговли. Иногда вместо торговли используются потоки капитала между странами и регионами для изучения распространения финансовых шоков. Мы предлагаем рассмотреть модель, учитывающую и реальный, и финансовый сектор. При этом в нашей модели используются два вида весов: на основе внешней торговли и на основе потоков прямых иностранных инвестиций. Мы сравниваем результаты оценивания модели с более простым вариантом, учитывающим только реальный сектор и содержащий только торговые веса. Рассматриваются импульсные отклики макроэкономических показателей на шок выпуска в Китае и шок нефтяных цен. Одним из результатов является то, что использование финансового сектора приводит к получению заметной реакции показателей на оба шока в течение первых четырёх кварталов. В нашей модели получена куполообразная реакция в ответ на шоки, которая часто описывается в эмпирической литературе. Стандартные же модели GVAR демонстрируют более персистентную реакцию. Вторым результатом является то, что после первого года с момента возникновения шока разница между откликами основной и более простой моделей перестанет быть значимой. Таким образом, можно предположить, что добавленный нами финансовый канал связи вносит коррективы в краткосрочном и среднесрочном периодах. Данные результаты могут быть полезны для уточнения сценарных прогнозов развития российской экономики под воздействием внешних шоков.

Ключевые слова: глобальная векторная авторегрессия, региональная торговля, мировая торговля, функции импульсных откликов, цены на нефть, российский выпуск

Благодарность: Данная статья подготовлена в рамках государственного задания РАНХиГС.

Для цитирования: Зубарев, А. В., Кириллова, М. А. (2026). GVAR-модель с различными весами для анализа финансового канала распространения реальных шоков между странами и регионами. *Экономика региона*, 22(1), 205–219. <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2026-1-15>

¹ © Зубарев А. В., Кириллова М. А. Текст. 2026.

A GVAR Model with Different Weights for Analysing the Financial Channel of Real Shock Propagation

Abstract. External shocks affect economies through a variety of transmission channels. A widely used approach for assessing macroeconomic responses to such shocks is the global vector autoregressive (GVAR) model. In most applications, dimensionality is reduced through aggregation techniques, typically relying on foreign trade weights. In some cases, capital flows are used instead to capture financial linkages. This paper develops a GVAR model that jointly incorporates real and financial sectors by employing two types of weights: those based on foreign trade and those based on foreign direct investment (FDI) flows. We compare the results from this extended specification with those from a baseline model that includes only the real sector and trade-based weights. Impulse response functions of key macroeconomic indicators to a China output shock and an oil price shock are analysed. The results show that incorporating the financial sector and FDI-based weights leads to stronger and more pronounced responses in the short to medium term. The model produces dome-shaped impulse responses, consistent with findings in the empirical literature. However, differences between the two model specifications diminish over the long run, suggesting that the financial channel primarily influences short- and medium-term adjustment dynamics.

Keywords: global vector autoregression, regional trade, world trade, impulse response function, GVAR, oil prices, Russian GDP

Acknowledgements: *The article was supported by the RANEPA state assignment research programme.*

For citation: Zubarev, A. V. & Kirillova, M. A. (2026). A GVAR Model with Different Weights for Analysing the Financial Channel of Real Shock Propagation. *Ekonomika regiona / Economy of regions*, 22(1), 205–219. <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2026-1-15>

Введение

При оценивании воздействия внешних шоков на макроэкономические показатели России и других стран исследователи часто используют векторные авторегрессии, которые относительно простоты в построении, но часто страдают от «проклятия размерности» (когда на достаточно коротких макроэкономических рядах требуется оценить влияние большого числа факторов). Методология моделей GVAR позволяет включить в анализ многие регионы мира и специфицировать глобальные и локальные шоки с учётом межстрановых зависимостей, решая при этом в существенной степени проблему проклятия размерности (в работе (Pesaran et al., 2004) для снижения размерности авторы подхода предложили агрегировать несколько переменных в одну с помощью заранее выбранных весов). Подход GVAR достаточно распространён в эмпирических исследованиях, но стоит отметить, что большинство работ использует один и тот же набор показателей для снижения размерности. Показатели, выбранные для этой цели, во многом характеризуют то, какой канал считается в работе основным для распространения шоков. В настоящей работе мы рассматриваем влияние выбора показателей для снижения размерности на результаты оценивания и их интерпретацию.

Мы будем разделять каналы передачи шоков на две категории: реальные (через изменение объёмов спроса и предложения) и финансовые (через изменение потоков капитала). В рамках реального канала отдельно стоит выделить торго-

вый канал, действие которого заключается в изменении объёмов торговли между экономиками. Вследствие различных шоков объёмы экспорта и импорта из других стран могут снизиться, что негативно повлияет не только на экономику рассматриваемой страны, но и на экономики торговых партнёров. Большинство исследователей рассматривает реальный сектор, где шоки распространяются по торговым каналам. В работе (Dees et al., 2007), одной из первых по эмпирическому применению GVAR, исследуется динамика макроэкономических показателей стран Евросоюза под воздействием американских шоков процентной ставки, реального фондового индекса и др. В работах (Mohaddes & Pesaran, 2016; Mohaddes & Raissi, 2019) к моделям экономик добавлен мировой рынок нефти с теми же торговыми весами для связи элементов GVAR в систему. Указанные авторы исследуют шоки выпуска нефти в странах Персидского залива, добычи шельфовой нефти в США и прочие шоки, которые связаны с изменением реальной деловой активности, поэтому использование реального канала передачи шоков обосновано. В статьях (Feldkircher et al., 2020; Colabella, 2021) изучаются эффекты денежно-кредитной политики ЕЦБ, но, несмотря на возможный финансовый канал распространения шоков, авторы придерживаются стандартного подхода с торговыми весами. В работе (Зубарев, Кириллова, 2023б) при добавлении российской экономики в глобальную модель для исследования влияния реальных шоков (шоки рынка нефти, шоки выпуска Китая и торговые санкционные шоки)

на российские макроэкономические показатели также используются торговые веса. Можно рассматривать и другие реальные каналы распространения шоков, например, миграционный (через баланс спроса и предложения труда), технологический (через наличие доступа к передовым технологиям) и другие, но наибольшее распространение в литературе получил именно торговый канал, во многом благодаря лёгкости расчёта и удобству интерпретации механизма его работы.

В дополнение к реальному каналу можно выделить финансовый канал передачи шоков в его различных проявлениях. Одним из вариантов является инвестиционный канал: при возникновении негативного локального шока в экономике иностранные инвесторы начнут нести потери, выводить деньги из экономики и инвестировать в экономики других стран. Таким образом, локальный шок начинает косвенно влиять на остальных участников глобального рынка. Авторы исследования (Galesi & Sgherri, 2009) для установления связи между реальным и финансовым сектором разных стран строят модель с межбанковской ставкой, корпоративными займами и ценами на фондовых рынках. Для агрегирования переменных в качестве весов взяты финансовые потоки между странами. В исследовании (Bettendorf, 2019) для анализа курса евро строится модель только с финансовыми переменными (спреды, обменные курсы, индекс страха VIX и другие). Агрегирование происходит с помощью финансовых весов на основе портфельных инвестиций между странами.

В большинстве работ с подходом GVAR и финансовым каналом передачи шоков авторы не исследуют распространение реальных шоков, связанных, например, с изменениями выпуска стран. Мы же в данной работе фокусируемся на добавлении финансового канала в модель, созданную для исследования распространения реальных шоков. Использование нескольких видов весов обсуждалось и ранее. В работах (Chudik & Fratzscher, 2011; Eickmeier & Ng, 2011) авторы исследуют влияние финансового кризиса с помощью использования и торговых, и финансовых весов. Наиболее близкой к данной статье является работа (Eickmeier & Ng, 2011), в которой используются оба вида весов для анализа влияния объёмов кредитов на экономику различных стран. Авторы рассматривают стандартный для глобальной модели набор реальных переменных: выпуск, курс, уровень инфляции, ставку, цену на нефть. В качестве финансовых переменных выбраны объём кредитов и спред доходностей гособлигаций. Авторы предполагают, что реальные показатели должны изменяться под влиянием шоков, передающихся

по торговым каналам, а спреды доходностей и процентные ставки изменяются под воздействием финансовых шоков. Для учёта указанных каналов выбраны портфельные и прямые иностранные инвестиции. Так же как для учёта торговых весов можно использовать данные по экспорту и импорту, для финансовых весов используются данные по активам и обязательствам резидентов или банков каждой страны или региона. При сравнительном анализе разных типов весовых схем авторы выбирают торговые веса для реальных переменных и прямые иностранные инвестиции для взвешивания финансовых показателей.

В нашей работе строится модель, которая позволит изучить не только влияние реальных шоков, передающееся через торговый канал (традиционный подход в глобальных моделях), но и эффект от финансового канала (обычно изучаемый только для анализа финансовых переменных). Особенно интересной для нас является динамика российских макроэкономических показателей. Для иллюстрации результатов мы оцениваем влияние двух шоков: снижения выпуска в Китае (основном торговом партнёре России) и падения нефтяных цен (которые отображают изменение основной статьи доходов России) на макроэкономические показатели российской экономики. Мы строим модель, которая содержит показатели реального и финансового секторов для каждой экономики. Для агрегирования переменных реального сектора используются торговые веса, а для агрегирования финансового — инвестиционные. Далее проводится сравнение функций импульсных откликов на шоки для нашей модели с традиционной моделью GVAR лишь с реальным сектором и торговыми весами.

Методы и данные

В (Dees et al., 2007; Mohaddes & Pesaran, 2016; Зубарев, Кириллова, 2023б) и других работах рассматривается следующий подход для оценивания индивидуальных (страновых) уравнений в рамках модели GVAR в форме (1):

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \sum_{l=1}^{p_i} \Phi_i x_{i,t-l} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \Lambda_{il} x_{i,t-l}^* + \Psi_{i0} poil_t + \sum_{l=1}^{s_i} \Psi_{il} poil_{t-l} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где x_{it} — вектор эндогенных переменных i -й страны или региона; x_{it}^* — агрегированные переменные других стран относительно i -й (которые можно считать слабоэкзогенными); $poil_t$ — мировые цены на нефть (глобальная экзогенная переменная).

Мы опираемся на два известных способа построения модели: 1) модель с финансовыми переменными и финансовыми весами и 2) простую модель только с торговыми весами для экономик каждой из стран. Перечень эндогенных переменных в x_{it} (все в логарифмах уровней) следующий: y — реальный ВВП, p — уровень инфляции, eq — реальный фондовый индекс, rer — реальный обменный курс национальной валюты относительно доллара США, r — номинальная краткосрочная процентная ставка, sp — корпоративный спред (разность между доходностью на рынке ценных бумаг страны и долгосрочной процентной ставкой государственных облигаций), q_{oil} — объемы добычи нефти.

В модели GVAR процедура агрегирования происходит следующим образом: переменные взвешиваются по формуле $y_{it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$, $w_{ij} = 0$, где w_{ij} — вес, с которым j -я страна воздействует на i -ю, N — число стран в модели. Обычно веса берутся из торгового баланса: $w_{ij} = \frac{Export_{ij} + Import_{ij}}{Export_i + Import_i}$.

Если вес — это доля торговли со страной j в общей торговле страны i , то при распространении шоков между странами большее влияние на экономику i окажут те, кто имеют с ней более сильные торговые связи. В работе (Eickmeier, Ng, 2011) авторы выявили, что использование торговых весов для реальных показателей и прямых иностранных инвестиций — для номинальных даёт наилучшие прогнозы выпуска в модели GVAR. Мы в данной работе также используем данные по прямым иностранным инвестициям для финансовых весов: $w_{ij} = \frac{In_invest_{ij} + Out_invest_{ij}}{In_invest_i + Out_invest_i}$.

Оценивание индивидуальных моделей для каждой страны производится в форме модели коррекции ошибок с экзогенными и слабозагенными переменными (VECMX) в виде (2) с коинтеграционными соотношениями ECM_{it} в виде (3):

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + \alpha_{i1} ECM_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{p_i} \Phi_{il} \Delta x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{q_i} \Lambda_{il} \Delta x_{i,t-l}^* + \sum_{l=0}^{s_i} \Psi_{il} \Delta poil_{t-l} + u_{it}, \quad (2)$$

$$ECM_{it} = \beta'_{ix} x_{it} + \beta'_{ix^*} x_{it}^* + \beta'_{id} poil_t + \beta'_i \gamma_i t. \quad (3)$$

В работе (Зубарев, Кириллова, 2023а) предлагается рассматривать указанный набор уравнений для моделирования российской экономики со структурным сдвигом в тренде выпуска в третьем квартале 2007 г. (точечная оценка из работы (Полбин, Скроботов, 2016)). Оценённые ин-

дивидуальные модели можно представить в матричном виде, сгруппировав все эндогенные для глобальной модели переменные: $A_i(L)z_{it} = \phi_{it}$,

$$\text{где } z_{it} = (x'_{it}, x'^*_{it})', \phi_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \sum_{i=1}^N \Psi_i poil_t + u_{it}.$$

Далее для каждой страны формируется матрица $W_i = (W_{i1}, \dots, W_{iN})$, $W_{ii} = 0$ так, чтобы $z_{it} = W_i X_t$, $x_t = (x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})'$. Оценённые индивидуальные модели записываются через весовые матрицы и вектор эндогенных для стран переменных $A_i(L)W_i X_t = \phi_{it}$, образуя систему из уравнений, которая и является GVAR-моделью в форме (4)–(5).

$$G(L)x_t = \phi_t, \quad (4)$$

$$G(L) = \begin{pmatrix} A_1(L)W_1 \\ \dots \\ A_N(L)W_N \end{pmatrix}, \phi_t = \begin{pmatrix} \phi_{1t} \\ \dots \\ \phi_{Nt} \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Преобразованная в форму векторной авторегрессии глобальная модель (6)

$$Gx_t = Hx_{t-1} + \dots + a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^N \Psi_i poil_t + u_t, u_t \sim IID(0, \Sigma_u) \quad (6)$$

может быть использована для стандартных операций, таких как прогнозирование и получение функций импульсных откликов.

По аналогии с работами (Mohaddes & Pesaran, 2016; Mohaddes & Raissi, 2019), мы используем уравнение для цены на нефть:

$$\Delta poil_t = c + \sum_{l=1}^p \alpha_l \Delta poil_{t-l} + \sum_{l=0}^q \beta_l \Delta Y_{t-l} + \sum_{l=0}^r \gamma_l \Delta Q_{t-l} + v_t, \quad (7)$$

где $poil_t$ — цена на нефть; Y_t — мировой спрос; Q_t — мировое предложение нефти. Шоки на рынке нефти могут напрямую оказывать влияние на российский выпуск и, соответственно, приводить к изменениям других макроэкономических показателей. В работах на тему построения модели GVAR с российской экономикой уделялось большое внимание динамике реальных показателей: выпуску, реальному курсу и объёму добычи нефти под воздействием нефтяных шоков, строились прогнозы российского выпуска, но непосредственного анализа работы финансового канала передачи шоков ранее не проводилось.

В модели рассматривается стандартный набор стран: развитые экономики, страны Азии и Латинской Америки, Европы, Африки, а также страны Востока и Центральной Азии. Развитые страны представлены США, Японией, Великобританией, Южной Кореей, Канадой, Австралией, Сингапуром, Швейцарией, Швецией, Норвегией и странами Еврзоны: Германией,

Нидерландами, Францией, Бельгией, Италией, Австрией, Испанией, Финляндией. Китай, Индия, Индонезия, Малайзия и Таиланд представляют азиатские экономики, а Аргентина, Бразилия, Чили, Мексика и Перу — экономики Латинской Америки. Страны Евразии включают Россию, Турцию, Армению, Казахстан, Кыргызстан и Беларусь, а страны Африки — ЮАР. Страны Востока и Центральной Азии представлены Саудовской Аравией и Ираном. Экономики GCC+ представлены Бахрейном, Кувейтом, ОАЭ, Ливией, Оманом, Катаром и Алжиром.

В модели используются очищенные от сезонности данные по реальному ВВП, уровню инфляции, реальному фондовому индексу, реальному обменному курсу национальных валют к доллару США, номинальной краткосрочной процентной ставке, корпоративному спреду, объёмам добычи нефти за 1979–2020 гг. для всех стран, кроме стран ЕАЭС, для которых выбран период 1999–2020 гг. Данные по основным макроэкономическим показателям взяты из баз IMF и OECD, по добыче нефти — из баз EIA. При отсутствии квартальных данных ряды экспоненциально интерполированы из годовых данных в соответствии с процедурой, описанной в (Dees et al., 2007). Торговые веса рассчитаны на основании данных о внешней торговле DOTS IMF, инвестиционные веса строятся по данным CDIS IMF (везде берутся средние доли торговли за 2016–2018 гг.).

Полученные результаты

Как отмечалось в обзоре работ по использованию глобальных векторных авторегрессий, большинство исследований распространения реальных шоков, связанных с изменением выпуска, нефтяных цен, добычи нефти, а также шоков процентной ставки, выбирают исключительно торговые веса для агрегирования переменных. При исследовании финансовых шоков в качестве весов используются различные потоки капитала. Использование различных типов весов может приводить к существенно отличающимся результатам оценки модели, в связи с чем выбор должен быть аргументирован. Лишь некоторые работы анализируют различия в результатах оценивания модели при применении нескольких способов агрегирования показателей на основании сравнения точности вневыборочных прогнозов, большинство же использует стандартный тип взвешивания (на основании торговых потоков). Мы хотим пойти по пути сравнения результатов оцененной модели только с реальными каналами передачи шоков и модели с финансовым сектором. Модель с реальным каналом работает с показателями $x = (y, \pi, eq, rer, r, qoil)'$ (выпуск, инфляция, фон-

довый индекс, курс, ставка, добыча нефти), $x_{rus} = (y, rer, qoil)'$ (выпуск, курс, добыча нефти для российской модели) и использованием торговых весов. Включение финансового сектора заключается в использовании расширенного набора переменных $x = (y, \pi, eq, rer, sp, r, qoil)'$ с участием корпоративного спреда, включением инфляции и ставки в российскую модель и двумя типами взвешивания: торговым и инвестиционным.

Страновые модели в обеих спецификациях оцениваются в форме VECMX-моделей: в разностях и с числом коинтеграционных соотношений, определяемых тестом Йохансена; внешние агрегированные переменные выступают в роли слабоэкзогенных переменных. Уже на этапе оценивания индивидуальных страновых моделей можно предположить, какая спецификация (реальный сектор или оба сектора) лучше объясняет динамику показателей. Мы сравниваем уравнения для выпуска в каждой стране по критерию Акаике и получаем следующий вывод: для большинства стран модель с двумя видами весов и финансовым сектором лучше объясняет реальный выпуск. В частности, для Китая, Индии, Японии, Великобритании и России нужно учитывать финансовый сектор. Для США включение финансового сектора практически не меняет качество модели выпуска по информационному критерию. Для стран Евросоюза модель только с торговым сектором лучше объясняет динамику выпуска. По совокупности данных мы считаем, что для большинства крупнейших мировых экономик лучше использовать модель с финансовым сектором. Для моделирования российской экономики также предпочтительно использовать более полную модель с обоими каналами передачи шоков.

При помощи анализа функций импульсных откликов необходимо продемонстрировать, как учёт финансового сектора в модели изменяет распространение реальных шоков в мировой экономике. В нашей работе мы анализируем воздействие макроэкономических шоков на различные переменные при помощи обобщённых функций импульсных откликов (GIRF). При использовании векторных авторегрессионных моделей наиболее интересными и валидными обычно являются краткосрочные и среднесрочные оценки для периода в 1–2 года (до востми кварталов), именно на этом периоде мы сосредоточим интерпретацию результатов. Период после восьми кварталов будет демонстрировать стабильность функций импульсных откликов. Обобщённые отклики по отдельности не всегда сходятся к нулю даже на большом горизонте, т. к. к нулю стремятся лишь отклонения от соответствующих долгосрочных соотношений в каждой индивидуальной модели. Важно

подчеркнуть, что изучаемые шоки не являются структурными и для них не проводится дополнительная идентификация, что является ограничением использования модели GVAR (из-за большой размерности ортогонализация ковариационной матрицы затруднена). Несмотря на это, построение обобщённых импульсных откликов позволяет моделировать воздействие самых разных локальных шоков в экономиках стран-партнёров, даже если они неразличимы или тяжело различимы между собой в рамках стандартной теории идентификации шоков.

В данном разделе рассмотрены шоки, которые были выбраны как самые актуальные и существенно влияющие на российские макроэкономические показатели: шок ВВП Китая и шок на рынке нефти (в большей степени являющийся структурным). Мы будем использовать 68%-ные доверительные интервалы и медианный импульсный отклик в ответ на указанные шоки, полученные при помощи процедуры бутстрапирования. На каждом графике для сравнения представлены реакции показателей при использовании только торговых весов и при взвешивании одновременно и с торговыми, и с финансовыми весами. Торговые веса везде характеризуются долей внешней торговли с конкретной страной в общем объёме внешней торговли. Финансовые

веса строятся аналогично, но с использованием потоков прямых иностранных инвестиций.

Мы сосредоточились на рассмотрении реальных шоков как на более важных для российской экономики по сравнению с финансовыми, имеющими достаточно слабое влияние. Например, в работе (Pestova & Mamonov, 2019) по исследованию эффекта санкций в 2014 г. авторы отмечают значимое, но ограниченное по времени влияние финансовых ограничений на российскую экономику. Авторы работы (Зубарев, Рыбак, 2020), анализируя влияние премии за риск на российские показатели, делают вывод, что шоки премии за риск оказывают значимый эффект на выпуск, но вклад их является умеренным.

Первым в работе рассматривается негативный шок ВВП Китая (рис. 1), т. к. экономическая активность в Китае является важным маркером экономической активности в мире. Ряд работ, например, (Gong & Li, 2010), показывает, что, хотя влияния шоков спроса и предложения на экономику Китая являются разнонаправленными, подавляющий вклад в колебания выпуска вносят структурные шоки спроса китайской экономики. В то же время реакция остальных стран на изменения выпуска в Китае по причине локальных шоков не зависит от того, имел ли место локальный шок спроса или предложе-

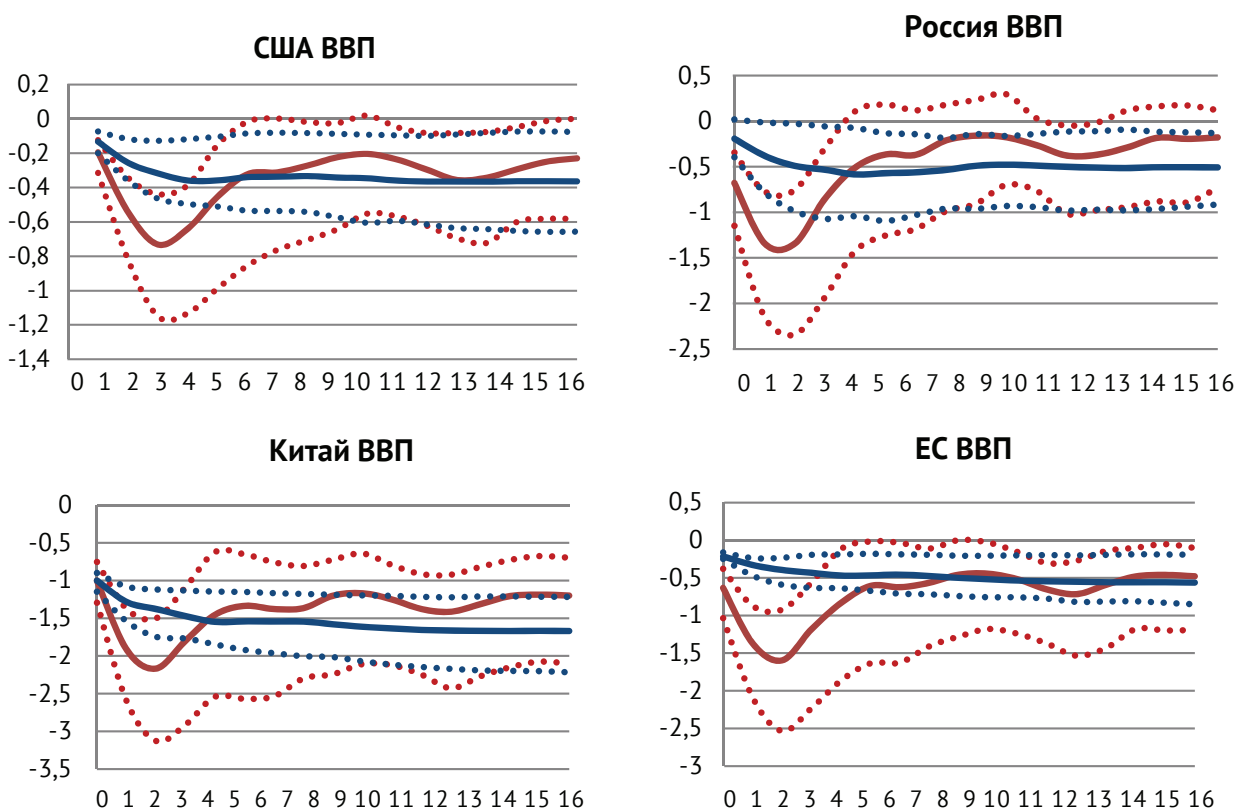


Рис. 1. Отрицательный шок ВВП Китая в размере 1 %: реакция выпусков (в процентах): красная сплошная линия – торговые и финансовые веса, синяя сплошная линия – торговые веса. Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig.1. Negative 1 % shock to China's GDP: Output response (in percent) (Source: developed by the authors)

ния. Авторы (Copestake et al., 2023) показывают, что, например, резкие изменения деловой активности Китая в 2001–2014 гг. объясняются по большей части шоками локального спроса, а с 2015 г. — и локального спроса, и локального предложения. При этом выпуски стран мира в среднем реагируют на оба локальных шока одинаково по величине и направлению. Таким образом, будем считать, что, независимо от структурной интерпретации шока в Китае, мы исследуем последствия негативного шока китайского выпуска, являющегося маркером ухудшения мировой экономической активности. Ожидается, что вслед за Китаем снизится выпуск и в остальных экономиках. Кроме того, из-за замедления экономической активности и роста вероятности банкротств вырастет премия за риск и возрастают спреды. Процентные ставки в условиях снижения экономического роста должны также снижаться.

Снижение выпуска в Китае оказывает статистически значимое влияние на выпуски большинства рассматриваемых экономик в течение первого года после возникновения шока для обеих весовых схем. Далее эффект для выпуска находится на границе статистической значимости. При взвешивании с двумя видами весов и добавлением финансовых переменных краткосрочный эффект в течение первого года после шока выражен сильнее, чем при моделировании только реального сектора. Можно предположить, что учёт финансового сектора помогает включить в модель новый канал передачи реальных шоков, который при падении выпуска в Китае приводит к более заметному снижению экономической активности и в Китае, и в остальных экономиках. С другой стороны, сильный негативный эффект от шока китайского выпуска, передающийся по финансовому каналу, краткосрочен. Разница между функциями импульсных откликов для торговых весов и двух видов весов пропадает через год после возникновения шока в Китае. Особое внимание следует уделить поведению российского выпуска при исследовании шока экономики Китая. Ранее при работе с реальным сектором не была выявлена резкая статистически значимая реакция выпуска в течение первых кварталов после возникновения шока. При моделировании реального и финансового секторов российский выпуск реагирует статистически значимо в течение всего первого года после падения выпуска в Китае, снижаясь на 0,4 % через год после воздействия. В течение второго года после момента воздействия падение российского ВВП выходит на тот же уровень –0,3 %. Для остальных стран картина схожая. Так, например, для США видно мгновенное падение

на 0,2 %, после чего ко второму году падение в среднем соответствует –0,3 %.

Чтобы сделать вывод о том, какая из двух моделей больше соответствует экономической теории и эмпирическим наблюдениям, мы можем сравнить с теорией самое важное отличие модели с финансовым сектором и торгово-финансовыми весами от изначальной модели — куполообразную динамику выпуска в ответ на шок. В работах по исследованию влияния ряда структурных шоков в краткосрочном периоде обычно наблюдается кумулятивная динамика выпуска. Так, в (Blanchard & Quah, 1989) видна куполообразная реакция выпуска на структурные шоки спроса и предложения. В (King et al., 1991) также отмечена куполообразная динамика выпуска в ответ на шок производительности. Если предположить, что шок выпуска в Китае оказался негативным шоком производительности, то можно провести аналогию с работой (Altig et al., 2011), где рассматривалось поведение выпуска в ответ на шоки монетарной политики, нейтральных и специфических инвестиционных шоков как основных шоков, способных повлиять на производительность труда. Куполообразную реакцию выпуска авторы работы наблюдали в ответ на специфический инвестиционный шок, который, в отличие от нейтрального, имеет различное влияние на производство инвестиционных и потребительских товаров (в дальнейшем можно предполагать, что шок в Китае можно с точки зрения мировой экономики ассоциировать с сильным падением производства инвестиционных товаров по сравнению с потребительскими). Авторы (Dedola & Neri, 2007) проверяли влияние шоков производительности на выпуск при различных спецификациях VAR-модели со знаковыми ограничениями, также получая устойчивую куполообразную реакцию выпусков при большинстве способов наложения ограничений.

Следующим рассмотренным шоком является отрицательный шок мировой цены на нефть (рис. 2), динамика которой определяет большую часть экспортной выручки России. Падение выручки создаёт негативный трансферт богатства, что, в свою очередь, вызывает снижение выпуска в России (как и других нефтеэкспортирующих стран в модели). Традиционно в работах по исследованию шоков нефтяного рынка в рамках моделей GVAR используются именно торговые веса, т. к. авторы концентрируются на реальных шоках через торговые взаимосвязи. В качестве обоснования применимости схемы с двумя видами весов стоит отметить, что нефть является важным активом и на финансовых рынках. Снижение нефтяных цен (кроме прямого эффекта на экономику) может сделать нефтяную отрасль нефтедобывающих стран менее прибыльной с точки

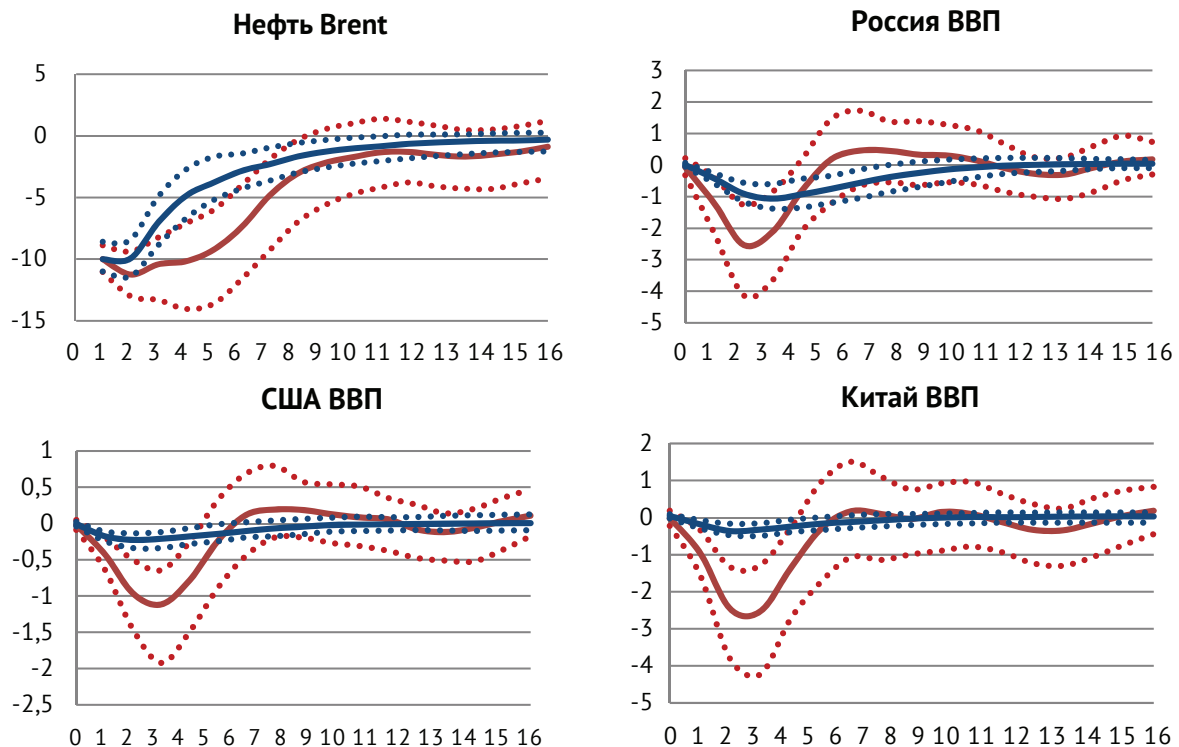


Рис. 2. Отрицательный шок нефтяных цен в размере 10 %: реакция выпусков: красная сплошная линия – торговые и финансовые веса, синяя сплошная линия – торговые веса. Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig. 2. Negative 10 % oil price shock: Output response (Source: developed by the authors)

зрения инвестиций, что снижает потоки капитала в эти страны. Так как в качестве весов используются потоки прямых инвестиций, негативное влияние реального нефтяного шока будет распространяться в рамках модели и через финансовый канал, т. к. экономика недополучит не только фактическую прибыль от экспорта нефти, но и потенциальную прибыль от инвестиций. Модель GVAR должна учесть все эти факторы в совокупности и показать суммарный эффект.

Так как для построения используются обобщённые функции импульсных откликов вместо часто используемых структурных шоков, то в данном примере неизвестно точно, что именно привело к падению нефтяных цен. В работах по нефтяному рынку идентифицируют три основных шока: спрос на нефть, предложение нефти и специфические шоки нефтяного рынка, связанные с ожиданиями относительно возможных изменений на рынке (см. работу (Kilian, 2009)). Эти три шока, приводящие к одной и той же реакции нефтяных цен, оказывают различное по силе и направлению влияние на выпуски стран. Можно предположить, что рассматриваемый нами шок — это шок предложения нефти в ситуации, когда рынок нефти оказался перенасыщен. Тогда экспортёры начинают снижать цены (приостановление добычи нефти является технически гораздо более сложной, а в некоторых странах с глубоким залеганием нефти и невоз-

можной операцией, поэтому ей производители пользуются в последнюю очередь). Мы не рассматриваем в качестве одного из вариантов данный шок, поскольку он достаточно редок и вносит малый вклад в динамику цены на нефть и других макроэкономических показателей. Возможен вклад и какого-либо специфического нефтяного шока, вызывающего временное изменение нефтяных цен (в работе (Kilian, 2009) приводится один из примеров подобных шоков — ожидание возможных военных действий в нефтеэкспортирующей стране). Изменение нефтяных цен могло быть вызвано шоком агрегированного спроса на нефть со стороны стран, закупающих её как сырьё для производства. Исследователи нефтяного рынка, например, (Kilian, 2009), отмечают, что практически вся изменчивость нефтяных цен объясняется именно шоками спроса (агрегированными и специфическими на рынке нефти), поэтому можно предположить, что последующие реакции макроэкономических показателей представляют собой иллюстрацию снижения потребности в энергоресурсах и / или мировой экономической активности.

Итак, мы предполагаем, что в мировой экономике были замечены сигналы снижения экономической активности, что вызвало резкое падение нефтяных цен. Цены на нефть приходят в равновесие приблизительно спустя два года с момента возникновения шока, на графиках

для обеих весовых схем функции импульсного отклика сходятся к нулю. Российская экономика в обоих случаях теряет источник доходов (отрицательный трансферт богатства), поэтому реальное снижение выпуска для неё вполне ожидаемо. При резком снижении цены на нефть усиливается сигнал о снижении экономической активности, что отражается на фондовом рынке и прочих финансовых переменных, поэтому данный шок может распространяться не только через реальный, но и через финансовый канал. При использовании двух видов весов в одной модели мы видим уже знакомую куполообразную реакцию показателей на шок, которую стоит сравнить с фактическим поведением показателей и оценками из других в качестве проверки на адекватность результатов.

В нашей работе при падении стоимости нефти на 10 % у российского выпуска при обоих способах взвешивания наблюдается снижение, которое через год достигает 1 % ВВП. Косвенно это совпадает, например, с оценками в работе (Полбин, 2020), где рост нефтяных цен на 10 % приводил к росту российского выпуска на 1 %, но стоит отметить, что в указанной работе рассматривался перманентный шок цен. В нашей же работе шок нефтяных цен затухает и пропадает приблизительно через два года с момента возникновения. Если рассматривать приведённые в работе (Ломоносов, 2023) реакции российского выпуска на структурные шоки нефтяного рынка, то рост нефтяных цен, вызванный положительным шоком спроса (шоком мировой деловой активности) в размере приблизительно 12 % приводит к 1,5–2%-ному росту выпуска к концу первого года после шока. Вывод из работы (Ломоносов, 2023) можно считать более близким к спецификации с торговым и финансовым сектором GVAR-модели, хотя в работе (Ломоносов, 2023) шок затухает медленнее, чем по результатам расчёта модели GVAR. Графики для американского выпуска можно сравнить с работами по оценке реакции ВВП США на изменения нефтяных цен: авторы (Charfeddine et al., 2020), оценивая долгосрочный мультипликатор, получили, что изменение нефтяных цен на 10 % через год должно приводить к изменению темпов роста выпуска США примерно на 1,4 %, что ближе в схеме с двумя видами весов.

Если рассматривать падение нефтяных цен в конце 2008 г., которое составило порядка 70 %, то фактически это привело к падению российского выпуска на 9,5 % в первом квартале 2009 г., что показывает более сильную реакцию, чем 1%-ное падение российского выпуска в ответ на 10%-ное снижение нефтяных цен в результатах для модели GVAR. Это может говорить в пользу куполообразной реакции с двумя видами сек-

торов. Падение нефтяных цен на 30 % в конце 2014 г. соответствовало падению российского выпуска на 2,8 % через один квартал после шока, на 4,5 % через два квартала после шока, далее — на 3,7 %. Реальная динамика также подчёркивает релевантность полученной в модели куполообразной динамики выпуска в ответ на шок. Хотя шоки 2008 г. (мировой финансовый кризис) и шоки 2014 г. (санкции на российскую экономику, смена денежно-кредитной политики и другие) нельзя считать исключительно нефтяными, такое ярко выраженное падение нефтяных цен можно считать одним из важнейших внешних шоков для российской экономики. В результате при сравнении функций импульсных откликов для моделей с разными типами весов косвенно подтверждается, что более всего экономическая теория и фактическая динамика показателей согласуются с моделью, где использованы и торговые, и финансовые веса.

В рамках анализа динамики показателей выпусков и нефтяных цен стоит отметить два основных момента. Во-первых, использование финансовых переменных и весов потоков капитала в одной модели приводит к более выраженной куполообразной реакции выпусков в краткосрочном периоде, что совпадает с экономической теорией. Во-вторых, на периоде более одного года с момента возникновения шока разница между моделями с финансовым сектором и без него перестаёт быть заметной, что может говорить о постепенном снижении важности финансового канала передачи шоков со временем.

На рисунке 3 приведены функции импульсных откликов в ответ на 1%-ный негативный шок выпуска в Китае для российских показателей инфляции, реального обменного курса и краткосрочной процентной ставки (в нашей работе используется RUONIA). В данном разделе рассматриваются только отклики, полученные при использовании модели с финансовым сектором.

При падении выпуска в Китае и последующем снижении мировой экономической активности, сопровождаемой падением нефтяных цен, инфляция в России достигает минимальных значений через три квартала после шока, далее начинает расти, а спустя шесть кварталов отклик инфляции на шок становится незначимым. Обменный курс рубля (на графике приведён обратный обменный курс, используемый в модели) демонстрирует значимое ослабление, что напрямую связано с падением спроса на нефть в связи со снижением экономической активности. Процентная ставка следует за инфляцией и падает из-за снижения спроса на деньги. Даже наблюдаемое ослабление курса не приводит к заметному росту ставки, хотя стоит отметить, что её количественное изменение близко к нулю.

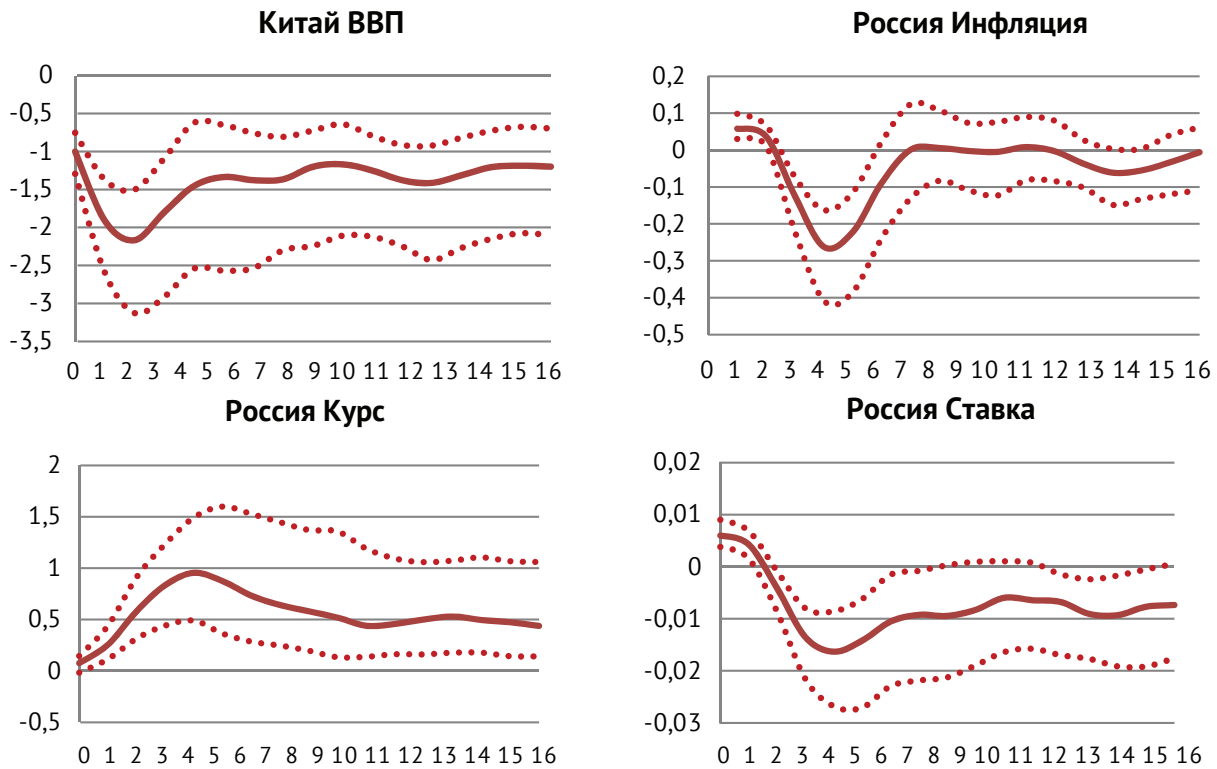


Рис. 3. Отрицательный шок ВВП Китая в размере 1 %: реакция российских показателей: сплошная линия – медианный отклик в ответ на шок в модели с торговыми и финансовыми весами. Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig. 3. Negative 1 % shock to China's GDP: Response of Russian indicators (source: developed by the authors)

На рисунке 4 показаны реакции инфляции, курса и ставки в ответ на 10%-ное падение нефтяных цен. Профили реакций схожи с предыдущими, построенными в ответ на китайский шок, т. к. в обоих случаях мы рассматриваем действие шоков через канал снижения экономической активности. В отличие от шока выпуска в Китае, когда российский выпуск падал на 1,5 % в первом году после шока, графики отражают ситуацию при падении российского выпуска приблизительно на 2 %. Соответственно, мы отмечаем более сильное снижение инфляции, ослабление курса и снижение процентной ставки.

Реакция показателей остальных стран в целом следует тем же закономерностям, что и динамика российских рядов. На рисунке 5 изображены функции импульсных откликов ставок и спредов между доходностями на фондовом рынке для стран ЕС и США и доходностями долгосрочных государственных облигаций в ответ на 1%-ное снижение выпуска в Китае. Спреды растут, что является ожидаемой реакцией, так как при негативных шоках агенты будут стараться избавиться от рискованных активов в пользу государственных ценных бумаг, поэтому премия за риск будет расти, приводя к увеличению спреда. Ухудшение ситуации в Китае может приводить к замедлению мировой экономической активности, падению на фондовых рын-

ках в различных странах и к более высокой премии за риск и росту спредов в экономиках. В случае негативного шока ВВП Китая динамика и продолжительность статистической значимости функции импульсных откликов достаточно схожи. В отличие от российской ставки, начинающей снижение только через два квартала после шока, падение стоимости денег в странах ЕС начинается в момент возникновения шока. При этом не обнаруживается статистически значимой реакции процентных ставок в США.

На рисунке 6 дополнительно изображена реакция спредов и ставок в странах ЕС и США на снижение цен на нефть. Так как данный шок является ещё одним негативным сигналом для мировой экономики, ассоциируемым со снижением экономической активности, мы в очередной раз видим рост спредов, связанный с ростом премии за риск. Также видно, что спустя два года после момента возникновения шока, к тому сроку, когда цена на нефть возвращается на прежний уровень, надбавка к премии за риск тоже становится равной нулю и медианный отклик на втором году после воздействия шока стремится к нулю для обеих стран.

В связи с тем, что выпуск у стран падает, видно и статистически значимое снижение ставок. Мы предполагаем, что падение цены на нефть связано с замедлением мировой экономической

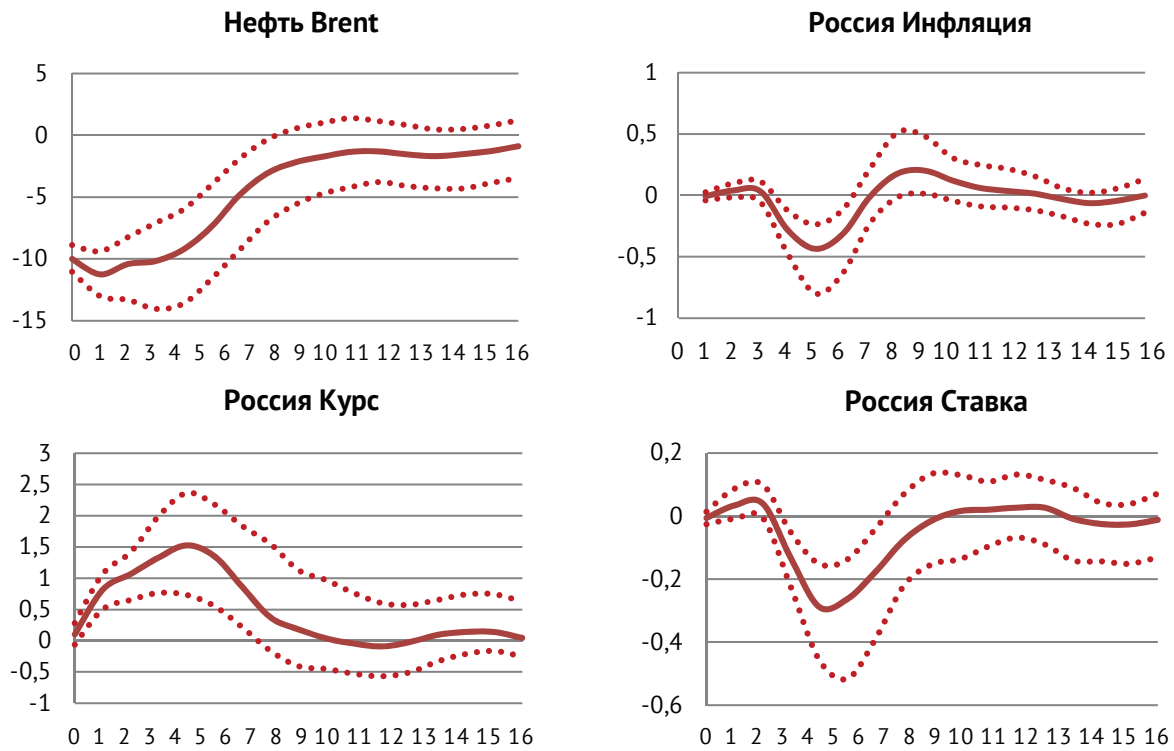


Рис. 4. Отрицательный шок нефтяных цен в размере 10 %: реакция российских показателей: сплошная линия – медианный отклик в ответ на шок в модели с торговыми и финансовыми весами. Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig. 4. Negative 10 % oil price shock: Response of Russian indicators (source: developed by the authors)

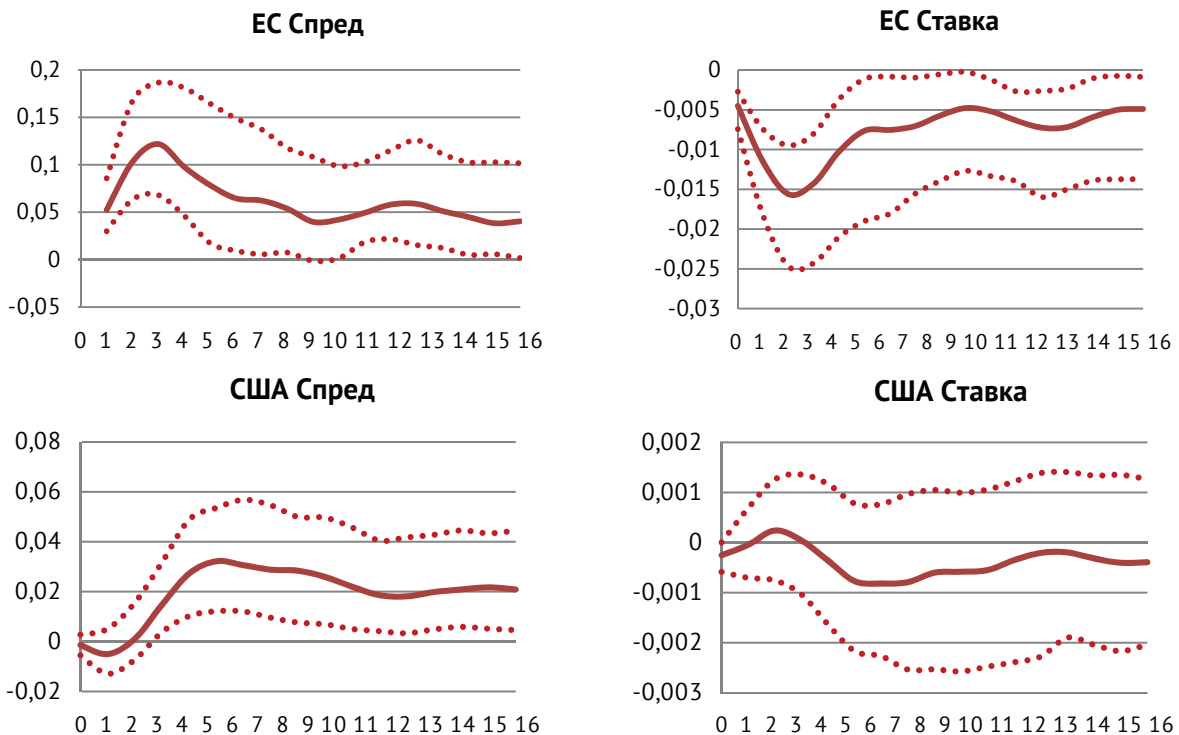


Рис. 5. Отрицательный шок ВВП Китая в размере 1 %: реакция спредов и ставок при использовании торговых и финансовых весов: сплошная линия – медианный отклик в ответ на шок в модели с торговыми и финансовыми весами. Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig. 5. Negative 1 % shock to China's GDP: Response of spreads and interest rates using trade and financial weights (Source: developed by the authors)

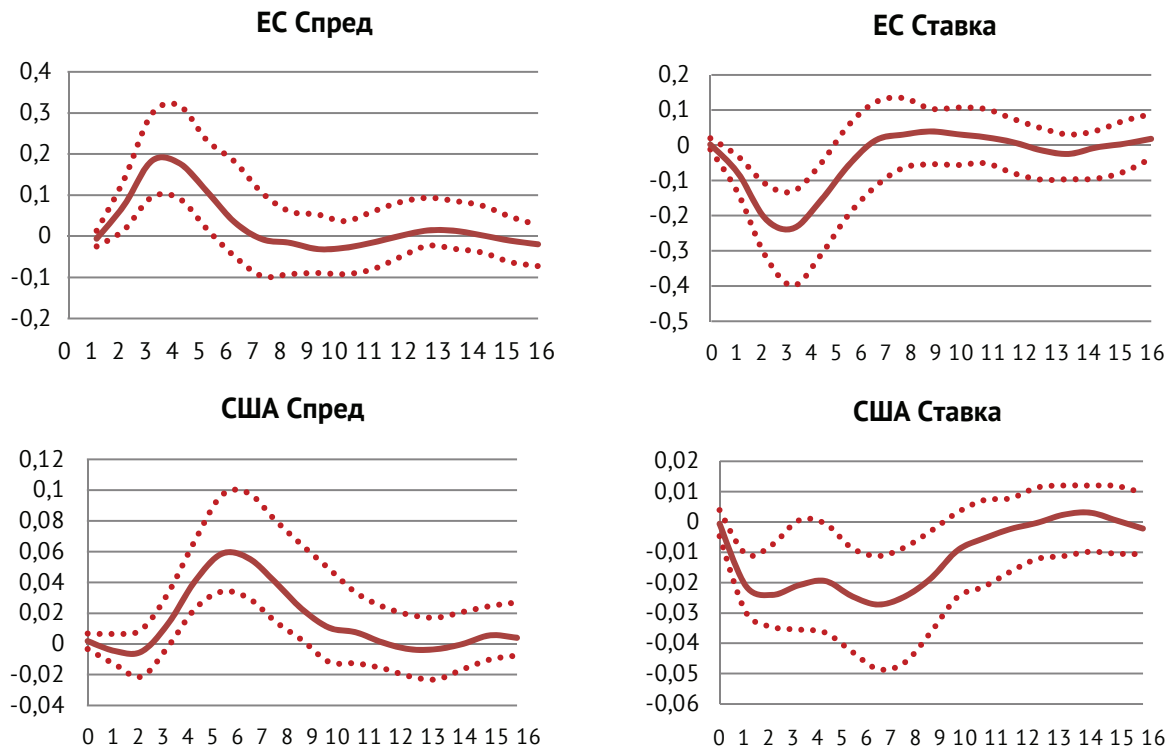


Рис. 6. Отрицательный шок нефтяных цен в размере 10 %: реакция спредов и ставок при использовании торговых и финансовых весов: сплошная линия – медианный отклик в ответ на шок в модели с торговыми и финансовыми весами.

Пунктирными линиями показаны 68%-ные доверительные интервалы (источник: разработано авторами)

Fig. 6. Negative 10 % oil price shock: Response of spreads and interest rates using trade and financial weights (Source: developed by the authors)

активности, что приводит как к падению спроса на деньги, так и к снижению странами краткосрочных процентных ставок ради поддержания экономики (хотя у США экономический эффект от снижения малозначим).

В результате можно заключить, что использование модели с финансовым сектором позволяет получить устойчивые отклики для российской экономики, которые демонстрируют корректную с точки зрения экономической теории реакцию на снижение экономической активности: мы наблюдаем ослабление валютного курса, снижение инфляции и следующее за ней снижение ставок.

Заклучение

Традиционно большинство исследователей, работающих с моделями GVAR, сосредотачивается либо на рассмотрении реального сектора экономики, в котором шоки распространяются по торговым каналам, либо на финансовом секторе с распространением шоков по каналам потока капитала. Мы оценили модель при двух вариантах: для агрегирования используются только объёмы двусторонней торговли между парами стран; в модель добавляется финансовый сектор и используется не только внешняя

торговля, но и потоки прямых инвестиций между всеми парами стран. В результате выявлено, что при включении финансового сектора наблюдается более выраженная в течение первого года после шока реакция показателей. Другим интересным результатом является то, что после первого года с момента возникновения шока разница между откликами на шок пропадает, что может говорить об ослаблении финансового канала передачи шоков на среднесрочном периоде. Из двух вариантов более предпочтительным была выбрана модель с финансовым сектором, т. к. функции импульсных откликов в этом случае соответствовали экономической теории о поведении показателей под воздействием подобных шоков.

Дополнительно использование двух видов весов позволило проанализировать роль ставок спредов при передаче реальных шоков. Показана отрицательная корреляция между темпами роста выпуска и изменением корпоративного спреда (премией за риск). При снижении выпуска в странах также наблюдается снижение краткосрочных процентных ставок, что совпадает с предположениями о поддержке экономик при падении выпусков.

Список источников

- Зубарев, А. В., Рыбак, К. С. (2020). Влияние премии за риск на российские макроэкономические показатели. *Экономический журнал ВШЭ*, 24(3), 391–414. <http://doi.org/10.17323/1813-8691-2020-24-3-391-414>
- Зубарев, А. В., Кириллова, М. А. (2023а). *Построение глобальной векторной авторегрессии с учётом торговых и финансовых взаимосвязей между странами для прогнозирования российских макроэкономических показателей (Препринт № w20220275, с. 15–28)*. РАНХиГС.
- Зубарев, А. В., Кириллова, М. А. (2023б). Построение модели GVAR для российской экономики. *Экономический журнал ВШЭ*, 27(1), 9–32. <http://doi.org/10.17323/1813-8691-2023-27-1-9-32>
- Ломоносов, Д. (2023). Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE-модели экономики России и их влияние при разных режимах ДКП. *Деньги и кредит*, 82(4), 44–79.
- Полбин, А. В., Скроботов, А. А. (2016). Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации. *Экономический журнал ВШЭ*, 20(4), 588–623.
- Полбин, А. В. (2020). Оценка траектории темпов трендового роста ВВП России в ARX-модели с ценами на нефть. *Экономическая политика*, 15(1), 40–63. <http://doi.org/10.18288/1994-5124-2020-1-40-63>
- Altig, D., Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Lindé, J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 14(2), 225–247. <https://doi.org/10.1016/j.red.2010.01.001>
- Bailey, N., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2014). *A multiple testing approach to the regularisation of large sample correlation matrices*. CESifo Working Paper, (No. 4834). CESifo.
- Bettendorf, T. (2019). Spillover effects of credit default risk in the euro area and the effects on the euro: A GVAR approach. *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 296–312.
- Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4).
- Charfeddine, L., Klein, T., & Walther, T. (2020). Reviewing the oil price — GDP growth relationship: A replication study. *Energy Economics*, 88(1), 104786 <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104786>
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the global transmission of the 2007–2009 financial crisis in a GVAR model. *European Economic Review*, 55, 325–339. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.12.003>
- Colabella, A. (2021). Do ECB's monetary policies benefit EMEs? A GVAR analysis on the global financial and sovereign debt crises and postcrises period. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 83(2), 472–494. <https://doi.org/10.1111/obes.12403>
- Copetake, A., Firat, M., Furceri, D., & Redl, C. (2023). *China spillovers: Aggregate and firm-level evidence*. IMF Working Paper, (No. 2023/206). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400257353.001>
- Dees, S., Mauro, F., & Pesaran, M. H. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38. <https://doi.org/10.1002/jae.932>
- Dedola, L., & Neri, S. (2007). What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions. *Journal of Monetary Economics*, 54(2).
- Eickmeier, S., & Ng, T. (2011). *How do credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, (No. 27/2011). Deutsche Bundesbank.
- Feldkircher, M., Gruber, T., & Huber, F. (2020). International effects of a compression of euro area yield curves. *Journal of Banking & Finance*, 113, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.03.017>
- Galesi, A., & Sgherri, S. (2009). *Regional financial spillovers across Europe: A global VAR analysis*. IMF Working Paper, (No. 09/23). International Monetary Fund.
- Gong, M., & Li, W. (2010). Assessing the role of aggregate demand and supply shocks in China's macroeconomic fluctuation. *Frontiers of Economics in China*, 5(3), 464–488. <https://doi.org/10.1007/s11459-010-0108-y>
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99(3), 1053–1069. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, 81(4), 819–840.
- Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis. *Energy Economics*, 59, 382–399. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.08.007>
- Mohaddes, K., & Raissi, M. (2019). The U.S. oil supply revolution and the global economy. *Empirical Economics*, 57, 1515–1546. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1505-9>
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162. <https://doi.org/10.1198/073500104000000019>
- Pestova, A., & Mamonov, M. (2019). *Should we care? The economic effects of financial sanctions on the Russian economy*. BOFIT Discussion Papers, (No. 2019-008). Bank of Finland Institute for Emerging Economies.

References

- Altig, D., Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Lindé, J. (2011). Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle. *Review of Economic Dynamics*, 14(2), 225–247 <https://doi.org/10.1016/j.red.2010.01.001>
- Bailey, N., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2014). *A Multiple Testing Approach to the Regularisation of Large Sample Correlation Matrices*. CESifo Working Paper, (No. 4834). CESifo.
- Bettendorf, T. (2019). Spillover Effects of Credit Default Risk in the Euro Area and the Effects on the Euro: A GVAR Approach. *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 296–312.
- Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4).
- Charfeddine, L., Klein, T., & Walther, T. (2020). Reviewing the Oil Price – GDP growth relationship: A replication study. *Energy Economics*, 88(1), 104786 <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104786>
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the Global Transmission of the 2007–2009 Financial Crisis in a GVAR Model. *European Economic Review*, 55, 325–339. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2010.12.003>
- Colabella, A. (2021). Do ECB's Monetary Policies Benefit EMEs? A GVAR Analysis on the Global Financial and Sovereign Debt Crises and Postcrises Period. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 83(2), 472–494. <https://doi.org/10.1111/obes.12403>
- Copetake, A., Firat, M., Furceri, D., & Redl, C. (2023). *China Spillovers: Aggregate and Firm-Level Evidence*. IMF Working Paper, (No. 2023/206). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400257353.001>
- Dees, S., Mauro, F., & Pesaran, M. H. (2007). Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38. <https://doi.org/10.1002/jae.932>
- Dedola, L., & Neri, S. (2007). What Does a Technology Shock Do? A VAR Analysis with Model-Based Sign Restrictions. *Journal of Monetary Economics*, 54(2).
- Eickmeier, S., & Ng, T. (2011). *How Do Credit Supply Shocks Propagate Internationally? A GVAR Approach*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, (No. 27/2011). Deutsche Bundesbank.
- Feldkircher, M., Gruber, T., & Huber, F. (2020). International Effects of a Compression of Euro Area Yield Curves. *Journal of Banking & Finance*, 113, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.03.017>
- Galesi, A., & Sgherri, S. (2009). *Regional Financial Spillovers Across Europe: A Global VAR Analysis*. IMF Working Paper, (No. 09/23). International Monetary Fund.
- Gong, M., & Li, W. (2010). Assessing the Role of Aggregate Demand and Supply Shocks in China's Macroeconomic Fluctuation. *Frontiers of Economics in China*, 5(3), 464–488. <https://doi.org/10.1007/s11459-010-0108-y>
- Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), 1053–1069. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81(4), 819–840.
- Lomonosov, D. (2023). Shocks of Business Activity and Specific Shocks to Oil Market in DSGE Model of Russian Economy and Their Influence Under Different Monetary Policy Regimes. *Dengi i Kredit [Russian Journal of Money and Finance]*, 82(4), 44–79. (In Russ.)
- Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-Specific Oil Supply Shocks and the Global Economy: A counterfactual Analysis. *Energy Economics*, 59, 382–399. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.08.007>
- Mohaddes, K., & Raissi, M. (2019). The U.S. Oil Supply Revolution and the Global Economy. *Empirical Economics*, 57, 1515–1546. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1505-9>
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162. <https://doi.org/10.1198/073500104000000019>
- Pestova, A., & Mamonov, M. (2019). *Should We Care? The Economic Effects of Financial Sanctions on the Russian Economy*. BOFIT Discussion Papers, (No. 2019-008). Bank of Finland Institute for Emerging Economies.
- Polbin, A., & Skrobotov, A. (2016). Testing for Structural Breaks in the Long-Run Growth Rate of the Russian Economy. *Ekonomicheskij Zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 20(4), 588–623. (In Russ.)
- Polbin, A. (2020). Estimating Time-Varying Long-Run Growth Rate of Russian GDP in ARX Model with Oil Prices. *Ekonomicheskaya Politika [Economic Policy]*, 15(1), 40–63. (In Russ.)
- Zubarev, A. V., & Kirillova, M. A. (2023a). *Building a Global Vector Autoregression with Account for Trade and Financial Interconnections Between Countries to Forecast Russian Macroeconomic Indicators*. Working paper, (No. w20220275, pp. 15–28). RANEP. (In Russ.)
- Zubarev, A., & Kirillova, M. (2023b). Building a GVAR Model for the Russian Economy. *Ekonomicheskij Zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 27(1), 9–32. <http://doi.org/10.17323/1813-8691-2023-27-1-9-32> (In Russ.)
- Zubarev, A., & Rybak, K. (2020). The Impact of Risk Premium on Russian Macroeconomic Indicators. *Ekonomicheskij Zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 24(3), 391–414. <http://doi.org/10.17323/1813-8691-2020-24-3-391-414> (In Russ.)

Информация об авторах

Зубарев Андрей Витальевич — кандидат экономических наук, директор Центра математического моделирования экономических процессов Института прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации; Scopus Author ID: 56118239100; <http://orcid.org/0000-0003-2945-5271> (Российская Федерация, 119571, г. Москва, просп. Вернадского, д. 82; e-mail: zubarev@ranepa.ru).

Кириллова Мария Андреевна — научный сотрудник Центра математического моделирования экономических процессов Института прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации; Scopus Author ID: 57579929500; <http://orcid.org/0000-0002-9922-8595> (Российская Федерация, 119571, г. Москва, просп. Вернадского, д. 82; e-mail: kirillova-ma@ranepa.ru).

About the authors

Andrey V. Zubarev — Cand. Sci. (Econ.), Director, Institute of Applied Economics, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA); Scopus Author ID: 56118239100; <http://orcid.org/0000-0003-2945-5271> (82, Vernadskogo Ave, Moscow, 119571, Russian Federation; e-mail: zubarev@ranepa.ru).

Maria A. Kirillova — Research Professional, Institute of Applied Economics, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA); Scopus Author ID: 57579929500; <http://orcid.org/0000-0002-9922-8595> (82, Vernadskogo Ave, Moscow, 119571, Russian Federation; e-mail: kirillova-ma@ranepa.ru).

Использование средств ИИ

Авторы заявляют о том, что при написании этой статьи не применялись средства генеративного искусственного интеллекта.

Use of AI tools declaration

All authors declare that they have not used Artificial Intelligence (AI) tools for the creation of this article.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Conflict of interests

The authors declare no conflicts of interest.

Дата поступления рукописи: 25.08.2025.

Прошла рецензирование: 22.10.2025.

Принято решение о публикации: 25.12.2025.

Received: 25 Aug 2025.

Reviewed: 22 Oct 2025.

Accepted: 25 Dec 2025.