



Munich Personal RePEc Archive

The Impact of Oil Market Shocks on the Macroeconomic Indicators of the Russian Federation: GVAR Approach

Zubarev, Andrey and Kirillova, Maria

RANEPA

30 October 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/110410/>
MPRA Paper No. 110410, posted 06 Nov 2021 09:21 UTC

Эконометрическая оценка влияния шоков на рынке нефти на макроэкономические показатели Российской Федерации с помощью GVAR моделирования

Зубарев А.В., Кириллова М.А.
РАНХиГС

Аннотация

В данной работе для исследования реакции российских макропоказателей на внешние шоки предлагается модель глобальной векторной авторегрессии (GVAR). Модель включает в себя индивидуальные модели для крупнейших мировых экономик и модель спроса на рынке нефти. Приведенная спецификация учитывает особенности российской экономики и инерционность переменных на рынке нефти. Построены функции импульсных откликов в ответ на шок предложения нефти в Саудовской Аравии.

Ключевые слова: глобальная векторная авторегрессия, GVAR, цены на нефть, выпуск, добыча нефти, функции импульсных откликов.

JEL: C32, E17, F47

The impact of oil market shocks on the macroeconomic indicators of the Russian Federation: GVAR approach

A. Zubarev, M. Kirillova
RANEPA

Abstract

In this paper we use a global vector autoregression (GVAR) model to study the response of Russian macroeconomic indicators to external shocks. The model includes individual models for the world's largest economies and a model for the oil market. Our specification takes into account the peculiarities of the Russian economy and the persistence of variables in the oil market. We also obtained the impulse response functions to the oil supply shock in Saudi Arabia.

Keywords: global vector autoregression, GVAR, oil prices, GDP, oil production, impulse response function.

JEL: C32, E17, F47

Введение

В современном мире различные страны и рынки находятся в сильной взаимосвязи друг с другом. Шоки, возникающие у отдельных участников глобальной экономики, могут с различной силой и скоростью затрагивать другие страны. Взаимосвязи между торговыми партнерами и зависимость от мировых финансовых, сырьевых и других рынков свидетельствуют о необходимости использования глобальной эконометрической модели, отражающей основные каналы передачи шоков между макроэкономическими показателями как внутри страны, так и между экономиками.

Российские факторы, такие как уровень ВВП и реальный курс, подвержены влиянию внешних шоков, в первую очередь шоков цены на нефть, которая, в свою очередь, связана с уровнем мировой деловой активности. Кроме того, мировой рынок

нефти связан с объемами ее добычи, процентной политикой государств и т.д. Чтобы учесть все возможные шоки, влияющие на Россию, и каналы их распространения, следует рассматривать все в контексте глобальной модели.

Целью данной работы является оценка влияния внешнеэкономических шоков на российские макроэкономические показатели. В качестве инструмента мы используем модель глобальной векторной авторегрессии (GVAR), представленную в пионерской работе [Pesaran et al, 2004] и расширенную в дальнейших исследованиях. Для построения модели GVAR используется набор стран, образующих индивидуальные страновые модели с домашними эндогенными, иностранными слабо экзогенными и глобальными экзогенными переменными. Кроме того, иностранные переменные агрегированы в соответствии с их весами в торговле с домашней страной для уменьшения количества оцениваемых коэффициентов. Для получения оценок влияния внешних шоков на ту или иную экономику индивидуальные модели собираются в общую систему уравнений для последующих получения функций импульсных откликов и прогнозирования.

Существенным новшеством данной работы является включение России в список рассматриваемых экономик. При этом при моделировании долгосрочного соотношения для выпуска учитывается наличие структурных сдвигов в тренде и зависимость от цены на нефть.

Другой важной особенностью данной работы является предложенная новая спецификация уравнения предложения нефти, отличающаяся от используемых ранее отсутствием моментальной реакции добычи нефти на различные шоки.

Структура работы выглядит следующим образом. За обзором литературы следует описание алгоритма оценивания модели GVAR, состоящей из отдельных страновых моделей и мирового рынка нефти. Далее приводятся импульсные отклики макроэкономических показателей на некоторые шоки для проверки валидности модели.

1. Обзор литературы

Модель GVAR впервые была представлена в работе [Pesaran et al., 2004] как компактная эконометрическая модель, которая отражает взаимосвязь между макроэкономическими показателями внутри стран и механизмы распространения шоков между экономиками. Такой подход помогает решить проблему «проклятия размерности», которая возникает в стандартной VAR–модели. Авторы работы во избежание такой проблемы предлагают оценивать блок регрессий для каждой страны отдельно, считая иностранные переменные слабо экзогенными (это показывают и проведенные тесты). Кроме того, количество оцениваемых коэффициентов удаётся снизить, агрегируя иностранные переменные (одного типа) с помощью весов из объемов торговли рассматриваемой страны с остальными экономиками. При данном подходе внешние шоки от других стран будут передаваться в соответствии с их весом в торговом балансе конкретной экономики. После оценивания индивидуальные модели объединяются в единую модель для получения откликов в ответ на шоки для всех стран. Авторы используют так называемые обобщенные импульсные отклики (GIRF), устраняющие зависимость откликов от порядка включения в модель стран и их рядов.

В работе [Dees et al., 2007] GVAR–модель рассматривается как альтернатива модели с ненаблюдаемыми переменными. Авторы изучают реакцию Еврозоны как единой экономики на изменение денежной политики в США и глобальные шоки. Было обнаружено, что шоки на финансовых рынках США очень быстро передаются Еврозоне и

величина отклика превышает величину шока, а шоки монетарной политики США не приводят к значимым для Еврозоны последствиям. В [Dees et al., 2007] подчеркивается, что стандартная формулировка модели GVAR не позволяет оценить реакцию стран на структурные шоки конкретной экономики. Ортогонализировать шоки в рамках модели GVAR затруднительно из-за большого числа переменных. Авторы сравнивают результаты обобщенных и ортогонализированных откликов, при условии, что структурными шоками будут выступать шоки экономики США, распространяющиеся далее на остальные экономики.

В работах [Dees et al., 2009; Dees et al., 2014] предлагается перейти к структурным шокам экономик, построив модель в отклонениях от долгосрочного равновесия с рациональными ожиданиями. Авторы с использованием данного подхода построили функции импульсных откликов для ВВП, инфляции и процентной ставки США и Еврозоны в ответ на шоки мирового спроса и предложения.

В [Cashin et al., 2014] GVAR–модель модифицирована для идентификации структурных шоков спроса и предложения нефти со знаковыми ограничениями. При построении GVAR–модели цена на нефть считалась эндогенной для США и экзогенной для всех остальных стран. [Mohaddes, Pesaran, 2016; Mohaddes, Raissi, 2019] продолжили работу с нефтяными шоками. Авторы дополнили набор стран крупнейшими экспортерами нефти (исключая Россию из-за недостаточно длинного временного ряда). При этом цена на нефть в их работах считается экзогенной для всех стран. В [Mohaddes, Pesaran, 2016] рынок нефти вынесен в отдельное уравнение и зависит от мирового уровня выпуска и мирового предложения нефти — агрегированных домашних переменных добычи нефти всех стран модели. В работе авторы изучали влияние локальных шоков предложения сырья странами–экспортерами и оценили, в какой мере выпуски различных стран реагируют на шоки предложения нефти в Саудовской Аравии. В работе [Mohaddes, Raissi, 2019] исследовано воздействие шоков предложения нефти различными странами–экспортерами на нефтяные цены и уровни ВВП в остальных странах.

Модель GVAR широко используется для исследования реакции основных макроэкономических показателей на различные шоки. Например, в работе [Cesa-Bianchi, 2013] изучается влияние шоков спроса на жилые дома в США на экономику развитых и развивающихся стран. В [Gauvin et al., 2013] авторы исследовали, как шоки экономики Китая воздействуют на показатели других стран и, в особенности, на экспортеров сырья. В [Bettendorf, 2017] оценено, как шоки в США влияют на международную торговлю и глобальный дисбаланс. Авторы [Neghad, Hosseini, 2017] в своей работе исследовали влияние шоков нефтяных цен на уровень безработицы в странах и лаг, с которым монетарная политика государств реагирует на изменения. [Jibril, Halaç, 2019] выявили положительные эффекты от роста нефтяных цен на экономику Нигерии. В работе [Olayungbo, 2019] изучаются эффекты от торговой войны США и Китая на экономики некоторых африканских стран. Кроме нефти исследователи включали в модель и другие сырьевые товары. Например, [Wei, Lahiri, 2019] добавили цены на металлы и оценивали влияние сырьевых шоков на монетарную политику стран NAFTA.

Ряд работ посвящен изучению влияния пандемии COVID-19 на экономику различных стран с помощью моделей GVAR. В [Milani, 2020] автор на дневных данных оценил воздействие мер по социальному дистанцированию и ограничению передвижения на распространение COVID-19 и рост безработицы. [Smith et al., 2020] при помощи GVAR прогнозировали темпы экономического роста при альтернативных сценариях отсутствия

пандемии, одной и двух волнах заражения, на основе чего далее строился условный прогноз выделения CO₂ в атмосферу. Расчеты показывают быстрое восстановление стран после пандемии, причем развивающиеся экономики обгоняют развитые страны в возвращении к прежним темпам роста. В [Chudik et al., 2020] для оценки воздействия шока COVID-19 применили пороговую GVAR–модель (TGVAR), в которой к нефтяным ценам дополнительной глобальной переменной добавляется волатильность на финансовом рынке. В результате получен прогноз на 2020 год о сильном падении ВВП всех стран, хотя развивающиеся азиатские страны испытают его в меньшей степени. В развитых экономиках ожидается значительное падение процентных ставок.

При построении GVAR–моделей одним из важных этапов оценивания является выделение коинтеграционных соотношений для каждой экономики. В работах [Pesaran et al., 2004], [Dees et al., 2007] и других авторов данные соотношения строятся для оценивания долгосрочных зависимостей между макроэкономическими показателями и отделения их от краткосрочных эффектов. Авторы обычно пользуются статистическими тестами для определения коинтеграции, мы предлагаем способ их выделения альтернативным способом с использованием теоретических и эмпирических исследований по данной теме.

Существует ряд работ по поиску долгосрочных связей между различными факторами, обычно включаемыми в GVAR–модель, которые стоит учесть при построении коинтеграционных соотношений. В работе [Lee, 2005] для развивающихся экономик было выявлено положительное влияние потребления энергии на экономический рост и в долгосрочном, и в краткосрочном периоде. Обратная зависимость энергопотребления от ВВП не была обнаружена. [Narayan, Smith, 2008] исследовали те же факторы в странах G7 и получили схожие результаты [Lardic, Mignon, 2006; Lardic, Mignon, 2008] получили, что рост нефтяных цен ведет к падению темпов роста ВВП в странах G7. При оценивании долгосрочного соотношения для российского уровня ВВП цена нефти включается как один из важнейших факторов развития экономики. [Казакова, Синельников-Мурылев, 2009] разделяли темпы роста ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты с учетом влияния нефтяных цен на развитие российской экономики и динамики российских инвестиций. Кроме того, [Дробышевский и др., 2018; Ломиворотов, 2014; Пестова, Мамонов, 2016; Полбин, Скроботов, 2016; Полбин, 2020] оценивают наличие как минимум двух изломов в тренде для уровня ВВП с 1995 по 2015 гг. и возможное замедление темпов роста в связи с ухудшением внешнеэкономической ситуации.

[Божечкова, Трунин, 2016] привели обзор работ по изучению долгосрочных соотношений для реального обменного курса. Авторы выделяют факторы со стороны предложения (эффект Балассы–Самуэльсона при различном соотношении цен торгуемых и неторгуемых товаров) и со стороны спроса (иностранные активы, государственные расходы, условия на мировом рынке). Для оценивания коинтеграционного соотношения реального курса России авторы используют дифференциал производительности труда России и Германии, цена на нефть, отношение государственных расходов к ВВП, чистый отток частного капитала. В результате получено положительное влияние относительной производительности труда, нефтяных цен и госрасходов, отрицательное влияние вывоза капитала на реальный курс.

2. Построение GVAR-модели

В [Dees et al., 2007; Mohaddes, Pesaran, 2016] и других работах предлагается стандартный подход для оценивания индивидуальных уравнений модели GVAR в виде:

$$x_{it} = a_{0i} + a_{1i}t + \sum_{l=1}^{p_i} \Phi_i x_{i,t-l} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \Lambda_{il} x_{i,t-l}^* + \Psi_{i0} d_t + \sum_{l=1}^{s_i} \Psi_{il} d_{t-l} + \varepsilon_{it},$$

где x_{it} – вектор эндогенных домашних переменных i -ой страны; x_{it}^* – взвешенные переменные других стран относительно i -ой, которые являются слабо экзогенными для нее; d_t – вектор глобальных экзогенных переменных, например, цены на нефть.

Для построения индивидуальных моделей рассматриваемых N экономик обычно используется следующий набор переменных: $x = (y, \pi, q, rer, r_{long}, r_{short}, qoil)'$, где y – реальный ВВП, π – инфляция, q – реальный фондовый индекс, rer – реальный обменный курс национальной валюты относительно доллара США, r_{long}, r_{short} – номинальные долгосрочная и краткосрочная процентные ставки, $qoil$ – объемы добычи нефти.

Не все переменные обязаны присутствовать в каждой индивидуальной модели, например, добычу нефти $qoil$ имеет смысл использовать только для стран-экспортеров нефти. Если у страны нет достаточно длинного исторического ряда для устойчивого внутреннего фондового рынка или рынка долгосрочных ценных бумаг, то данные показатели также не включались.

Для решения проблемы сверхпараметризации [Pesaran et al., 2004] предложили агрегировать слабоэкзогенные переменные путем взвешивания. В данном случае мы взвешиваем иностранные показатели (за исключением $qoil$) следующим образом:

$$y_{it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}, w_{ii} = 0, \text{ где } w_{ij} \text{ – вес, с которым } j\text{-я страна воздействует на } i\text{-ю. Авторы}$$

оригинальной модели предлагают брать веса из торгового баланса: для каждой пары стран

$$w_{ij} = \frac{Exp_{ij} + Im_{ij}}{Exp_i + Im_i}. \text{ Если вес – средняя величина между экспортом и импортом со страной } j,$$

то большее влияние при распространении шоков на страну i окажут те экономики, которые сильнее с ней связаны. Для величины добычи нефти взвешивание происходит с

$$\text{другими весами: } qoil_{it} = \sum_j w_j qoil_{jt}, \text{ где } w_j \text{ – веса стран-экспортеров нефти относительно}$$

полного объема добычи нефти в модели.

Из-за нестационарности рядов x_{it} ([Dees et al., 2007] и др.) оценивание проводится в разностях в форме модели коррекции ошибок с экзогенными переменными (VECMX) с некоторым количеством долгосрочных соотношений ECM_{it} в модели:

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

$$ECM_{it} = -\beta'_i ((x'_{it}, x'^*_{it}, d'_i)' - \gamma_i t) = \beta'_{ix} x_{it} + \beta'_{ix^*} x_{it}^* + \beta'_{id} d_t + \beta'_i \gamma_i t.$$

Для каждой страны с помощью теста Йохансена определяется количество коинтеграционных соотношений, что выражается в ранге матрицы β_i . Далее коэффициенты индивидуальной страновой модели определяются с помощью метода наименьших квадратов.

Оцененные индивидуальные модели (1) после переноса всех переменных, являющихся эндогенными для GVAR–модели, представляются в виде

$$A_i(L)z_{it} = \phi_{it}, \quad (2)$$

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

Для каждой страны формируется матрица $W_i = (W_{i1}, \dots, W_{iN}), W_{ii} = 0$ так, чтобы $z_{it} = W_i x_t, x_t = (x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})'$. Тогда индивидуальные модели записываются как $A_i(L)W_i x_t = \phi_{it}$, а вместе образуют единую GVAR–модель

$$G(L)x_t = \phi_t, \quad (3)$$

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

Преобразованная в форме векторной авторегрессии модель

$$Gx_t = Hx_{t-1} + \dots + a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^N \Psi_i d_t + u_t, u_t \sim IID(0, \Sigma_u) \quad (4)$$

может быть использована для прогнозирования и получения функций импульсных откликов. В данной работе используются обобщенные импульсные отклики (GIRF), предложенные [Koop et al., 1996] и адаптированные для VECM–оценивания [Pesaran, Shin, 1998], впоследствии часто используемые для работы с моделями GVAR. Преимущество GIRF по сравнению с ортогональными импульсными откликами (OIR, используемыми, например, для построения откликов в SVAR моделях [Sims, 1980]) в том, что не требуется проводить ортогонализацию шоков и упорядочивание переменных всех стран.

3. Индивидуальная модель для России

В данной работе для России предлагается определять долгосрочные соотношения между переменными не только на основе статистических тестов (как это происходит со всеми странами при стандартном GVAR–подходе), но и с использованием уже проведенных исследований российской экономики. Так, согласно работе [Полбин, Скроботов, 2016], [Полбин, 2020], после сдвига в третьем квартале 2007 года произошло заметное снижение долгосрочных темпов роста выпуска в отечественной экономике, что следует отразить в моделировании динамики выпуска.

Стандартная модель GVAR предполагает возможное наличие коинтеграционного соотношения не только между домашними переменными, но и между домашними и иностранными переменными. Поэтому для остальных стран в долгосрочном соотношении участвуют компоненты x^* . Для российской экономики исследования не подтверждают устойчивые взаимосвязи с какими-либо макроэкономическими показателями

(приведенные выше теоретические и эмпирические работы показывают, что тренда со сдвигом и цены на нефть достаточно для объяснения устойчивого роста выпуска). Поэтому предлагается рассматривать в качестве долгосрочного соотношения модель:

$$y_{rus,t} = c + \mu_0 ddt_t \times t + \gamma dt_t + \mu_1 dt_t \times t + \beta poil_t + \varepsilon_{1t}. \quad (5)$$

Обозначив $\mu = \mu_0 ddt_t \times t + \mu_1 dt_t \times t$, модель можно представить как

$$\Delta y_{rus,t} = \mu_t + \gamma \Delta dt_t + \alpha ECM_{1,t-1} + \eta (\Delta y_{rus,t-1} - \mu_{t-1} - \gamma \Delta dt_{t-1}) + \rho_1 \Delta rer_{rus,t-1} + \rho_2 \Delta y_{rus,t}^* + \theta \Delta poil_t + \varepsilon_{1t}.$$

По аналогии с работой [Fokin, Polbin, 2019] для очистки от тренда введем переменную вида $\Delta y_{long,t} = \Delta y_t - \mu_t - \gamma \times \Delta dt_t$ и преобразуем уравнение с добавлением возможных факторов изменения уровня ВВП. Иностраный ВВП y^* аналогичным образом очищается от тренда для получения $\Delta y_{long,t}^*$. После кризиса 2007 года темпы роста мирового ВВП не изменились, но так как y^* рассчитывается для средневзвешенного торгового партнера России, нет противоречия в том, что в иностранном выпуске есть структурный сдвиг.

Полученное уравнение в форме модели коррекции ошибок оценивается с помощью метода наименьших квадратов в дальнейшем для получения импульсных откликов:

$$\Delta y_{long,t} = c + \alpha ECM_{1,t-1} + \eta \Delta y_{long,t-1} + \rho_1 \Delta rer_{t-1} + \rho_2 \Delta y_{long,t}^* + \theta_1 \Delta poil_t + \theta_2 \Delta poil_{t-1} + \varepsilon_t.$$

В соответствии с [Трунин и др., 2010; Божечкова, Трунин, 2016] и другими работами, на долгосрочный реальный эффективный курс рубля влияют такие переменные, как дифференциал производительности труда, чистые иностранные активы и условия торговли. Иностранные активы не входят в набор показателей для стандартной GVAR–модели, остальные же переменные возможно учесть при построении уравнения для реального курса.

В качестве прокси для условий торговли в моделях, как правило, используется цена на нефть $poil$ (товар, приносящий существенную долю экспортных доходов). Важно отметить, что в модели для каждой страны используется курс отечественной валюты относительно доллара. Включение эффективного курса в GVAR–подходе не требуется, так как в общем случае для индивидуальных страновых моделей формируется переменная $rer_{it}^* = \sum_j w_{ij} rer_{jt}$, которая и является, по сути, эффективным обменным курсом.

Дифференциал производительности труда можно в контексте GVAR–модели заменить разностью в уровнях ВВП России $y_{rus,t}$ и усредненного торгового партнера $y_{rus,t}^*$. Чистые финансовые активы не входят в стандартный набор переменных модели GVAR, но, как показывает оценивание, перечисленные переменные имеют достаточную объясняющую силу для обменного курса $rer_{rus,t}$:

$$rer_{rus,t} = c + \phi_1 y_{rus,t} + \phi_2 y_{rus,t}^* + \beta poil_t + \varepsilon_{2t}.$$

В предположении, что краткосрочное влияние на курс осуществляется через изменение цены на нефть, векторная модель коррекции ошибок для курса рубля записывается в виде:

$$\Delta rer_{rus,t} = c + \alpha ECM_{2,t-1} + \theta_1 \Delta poil_t + \theta_2 \Delta poil_{t-1} + \varepsilon_{2t}.$$

Коэффициенты модели в уровнях при показателях российского и внешнего выпусков оказались значимы, разные по знаку и гипотеза о их равенстве по модулю не отвергается, что не противоречит предположению о способности внутреннего и внешнего выпусков заменить дифференциал производительности труда. Данная спецификация позволяет придерживаться теоретических предпосылок о долгосрочном соотношении для валютного курса и оставаться в рамках GVAR-подхода.

4. Спецификация локального предложения нефти странами

В работе [Mohaddes, Pesaran, 2016] предложение нефти в стране-экспортере определяется растущим во времени мировым спросом на нефть, чему соответствует включенный в уравнение тренд. Кроме того, предполагается, что объемы добычи нефти зависят от текущих значений выпуска, цен на нефть и остальных переменных модели.

В действительности предложение нефти – достаточно инерционная величина, возможности резко изменять добычу ограничены в большинстве стран. У некоторых стран-экспортеров нефти наблюдается снижение предложения нефти в ответ на различные шоки, но связано оно скорее с потерей доли нефтяного рынка и переходу ее к крупным игрокам. В работе [Kilian, 2017] показано, что Саудовская Аравия, одна из стран, способных быстро изменять уровень добычи нефти, предпочитает реагировать на шоки спроса операциями с чистыми иностранными активами, а не изменением непосредственно добычи. Построенная в существующих работах модель GVAR также не отражает наличие жестких соглашений и квот, не позволяющих странам менять уровень добычи нефти. Кроме того, [Kilian, 2017] пишет о сложностях стран-экспортеров поддерживать сговор по ограничению добычи, так как некоторые страны отклоняются от соглашений, чтобы не терять выручку. Учитывая вышесказанное, мы предлагаем следующую спецификацию модели коррекции ошибок для предложения нефти со стороны стран-экспортеров, убрав из нее одномоментные переменные, что подчеркивает инерционность $qoil$:

$$\Delta qoil_{it} = c_i + \alpha ECM_{i,t-1} + \beta \Delta y_{i,t-1}^* + \nu \Delta qoil_{i,t-1} + \phi_1 \Delta poil_{t-1} + \phi_2 \Delta poil_{t-2} + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

В стандартной модели предполагается, что в коинтеграционном соотношении для каждой экономики участвуют все домашние переменные. Добавим дополнительное соотношение для предложения нефти, обусловленное только ценой на нефть и трендом, который отражает рост предложения нефти с ростом мировой экономической активности и соответствующим ростом спроса на нефть:

$$qoil_{it} = c + \mu t + poil_t + v_{it}.$$

В спецификации (6) не учитываются возможные структурные сдвиги для предложения нефти странами-экспортерами, хотя эта информация позволила бы уточнить оценивание. Что касается долгосрочного соотношения для объема добычи нефти в России, то мы используем подход, аналогичный выделению структурного сдвига в тренде для реального ВВП:

$$qoil_{rus,t} = c_{rus} + \mu_0 ddt_t \times t + \gamma dt_t + \mu_1 dt_t \times t + \beta poil_t + \varepsilon_{rus,t},$$

где ddt_t – дамми периода до $T = 2007q3$, dt_t – дамми периода, начиная с T .

5. Спецификация уравнения глобального спроса на нефть

В ранних работах авторы не выделяли отдельных уравнений для мировых рынков. Глобальные переменные, например, цена на нефть, являлись эндогенными для США. По аналогии с работами [Mohaddes, Pesaran, 2016; Mohaddes, Raissi, 2019] мы добавляем к полученной GVAR–модели отдельное уравнение мирового спроса на нефть в виде:

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

где цена на нефть $poil_t$ зависит от своих лагов, а также от лагов мирового спроса Y_t и предложения нефти Q_t соответственно. Данные ряды получены аналогично переменным x^* , но весами выступают доли стран из модели в объемах мировой торговли для Y_t и доли стран-экспортеров нефти в общем объеме добычи нефти для Q_t .

В работах [Mohaddes, Pesaran, 2016; Mohaddes, Raissi, 2019; Chudik et al, 2020] уравнение рынка нефти оценивается в виде, схожем с (7), но без включения одномоментных значений добычи нефти (для удобства включения спроса на нефть в глобальную модель). Мы в данной работе предполагаем, что цена на нефть способна быстро реагировать на изменение предложения на рынке.

Единая модель глобальной экономики оценивается в MATLAB с помощью пакета GVAR Toolbox [Smith, Galesi, 2011].

6. Данные

В качестве домашних переменных для экономик (см. Таблицу 1) используются переменные: $x = (y, \pi, q, rer, r_{long}, r_{short}, qoil)'$, где y – реальный ВВП, π – инфляция, q – реальный фондовый индекс, rer – реальный обменный курс национальной валюты относительно доллара США, r_{long}, r_{short} – номинальные долгосрочная и краткосрочная процентные ставки, $qoil$ – объемы добычи нефти.

$$y_{it} = \ln(GDP_{it} / CPI_{it}), \quad qoil_{it} = \ln(Q_{it}), \quad poil_t = \ln(P_t / CPI_{USA,t}),$$

$$\pi_{it} = \ln(CPI_{it}) - \ln(CPI_{i,t-1}), \quad q_{it} = \ln(EQ_{it} / CPI_{it}), \quad rer_{it} = \ln(CPI_{USA,t}) + \ln(E_{it}) - \ln(CPI_{it}),$$

$$r_{short,it} = 0.25 \times \ln(R_{short,it} / 100 + 1), \quad r_{long,it} = 0.25 \times \ln(R_{long,it} / 100 + 1).$$

где GDP – номинальный ВВП, CPI – ИПЦ, EQ – фондовый индекс, E – номинальный обменный курс относительно доллара, R_{short} – процентная ставка на денежном рынке, R_{long} – ставка на рынке облигаций, Q – объем добычи нефти, P – номинальная цена на нефть.

Переменные для всех стран получены из квартальных данных (для России за 1999–2019 гг., для остальных стран за 1979–2019 гг.). Данные по выпуску, ИПЦ, фондовому индексу, ставкам и цене на нефть взяты из баз IMF¹ и OECD². Данные по объемам добычи нефти взяты в EIA³. Ряды для реального выпуска очищены от сезонности с помощью процедуры X-13ARIMA-SEATS. При наличии только годовых данных на некоторых промежутках ряды интерполированы в соответствии с процедурой, описанной в [Dees et al., 2007]. Объемы экспорта и импорта для каждой страны взяты в базе данных IMF⁴.

Временной ряд для России взят за период 1999q1–2019q4. Период с 1979–1991 гг. относится к стране с другим устройством экономики и не отражают современную структуру. Период 1991–1998 гг. можно считать переходным, с наблюдавшимся трансформационным сдвигом. Из-за короткого по сравнению с другими странами временного промежутка измерений в GVAR–модели приходится сокращать количество переменных для оценивания. В уравнение для России включаются лишь уровень реального ВВП, реальный обменный курс и объемы добычи нефти в стране. Данные переменные являются ключевыми для описания системы отечественной экономики и ее связей с глобальной экономикой.

Развитые экономики:		Страны Азии:	Страны Латинской Америки:
США		Китай	Аргентина
Еврозона:	Германия	Индия	Бразилия
	Нидерланды	Индонезия	Чили
Япония	Франция	Малайзия	Мексика
Великобритания	Бельгия	Таиланд	Перу
Южная Корея	Италия		
Канада	Австрия	Страны Европы:	Страны Африки:
Австралия	Испания	Россия	ЮАР
Сингапур	Финляндия	Турция	
Швейцария			
Швеция		Страны Востока и Центральной Азии:	
Норвегия		Саудовская Аравия	

Таблица 1 Страны, включенные в модель

7. Импульсные отклики на макроэкономические шоки

GVAR–модель позволяет строить функции импульсных откликов на неструктурные шоки монетарной политики, реального выпуска и предложения нефти. Кроме того, возможно исследовать влияние локальных шоков, происходящих в отдельной стране; региональных шоков в группе стран со схожей структурой экономики; глобальных экономических шоков. В данной работе мы рассматриваем следующие макроэкономические шоки, потенциально важные для российской экономики: локальный

¹ International Monetary Fund, International Financial Statistics <https://data.imf.org/>

² Organisation for Economic Co-operation and Development <https://stats.oecd.org/>

³ Energy Information Administration <https://www.eia.gov/international/data/world/>

⁴ International Monetary Fund, Direction of Trade Statistics <https://data.imf.org/>

отрицательный шок ВВП Китая как пример локального внешнего шока и глобальный отрицательный шок деловой активности. Функции импульсных откликов представлены для периода в 20 кварталов, однако наиболее интересными и валидными являются оценки для краткосрочного периода (примерно 2 года). Отклики получены в ответ на шоки в размере одного стандартного отклонения соответствующей величины. На графиках указаны 95% доверительные интервалы и медианный отклик, полученные на основании процедуры бутстрапирования.

Рассмотрим негативный шок добычи нефти в Саудовской Аравии, одной из стран, действительно способных быстро изменять объемы добычи нефти, в размере одного стандартного отклонения или 16% годовых (Рис. 1). В ответ на шок цена на нефть растет приблизительно на 4% годовых в момент шока, а к концу четвертого квартала после шока рост составляет 24% к предыдущему году. Многие страны-экспортеры нефти не показывают значимой реакции добычи нефти на рассматриваемый шок. Исключение составляет Индонезия, отвечающая мгновенным падением добычи на 1%. Спустя два года после шока значимые разнонаправленные изменения наблюдаются у Великобритании (падение на 1.6% годовых) и Бразилии (рост на 2% к предыдущему году).

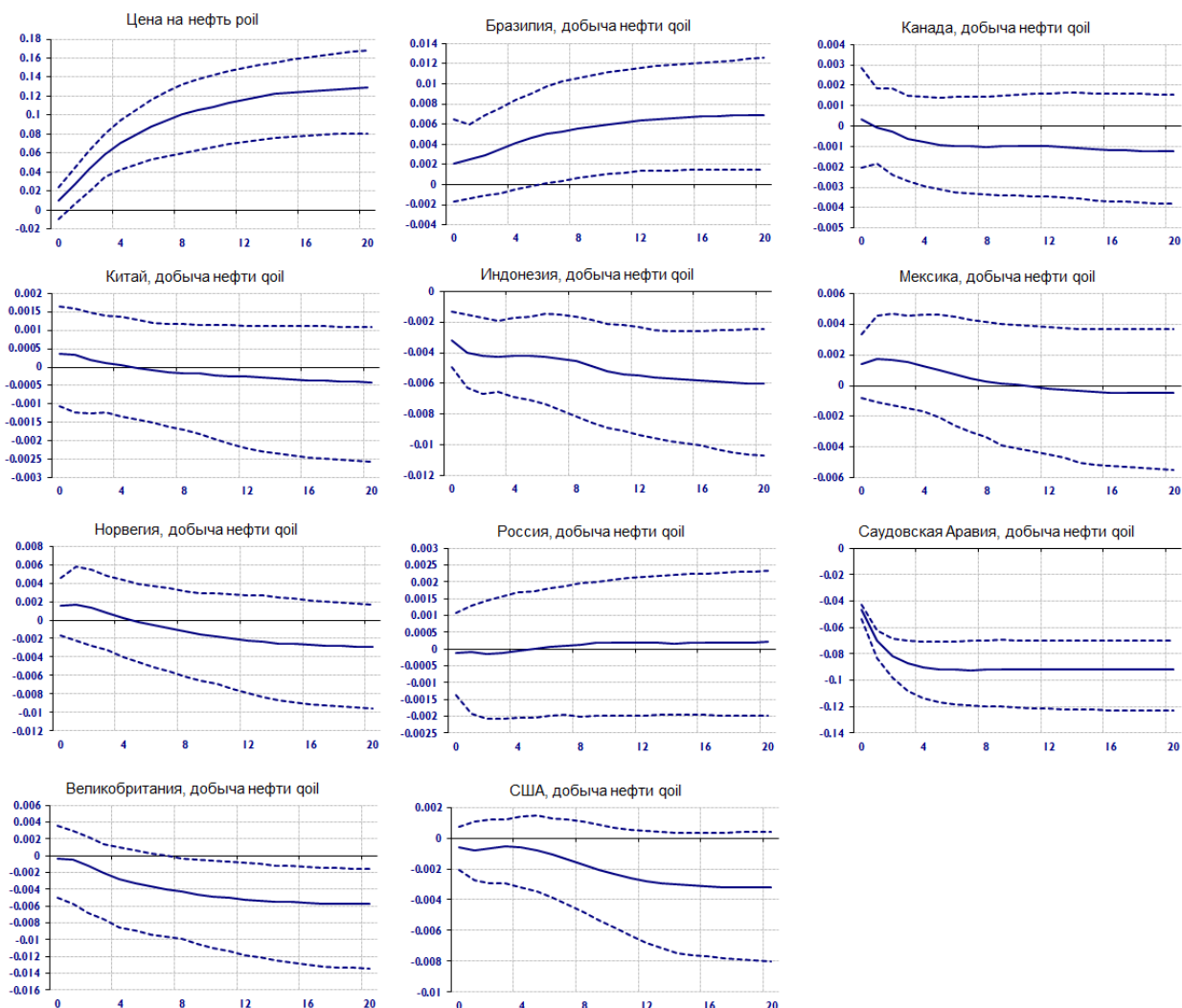


Рис. 1 Цена на нефть и объемы добычи нефти: негативный шок добычи нефти в Саудовской Аравии в размере одного стандартного отклонения, 95% доверительные интервалы

На Рис. 2 изображены функции импульсных откликов тех стран, включенных в модель, где реакция являлась статистически значимой. Шок добычи в Саудовской Аравии в размере 16% годового объема приводит к падению выпуска страны на 4% годовых. Реакция стран-импортеров нефти, как правило, не значима. У стран-импортеров при росте цены на нефть наблюдается рост выпуска на уровне не более 2.5% годовых. У России же рост достигает 4% годовых к концу первого года после шока.

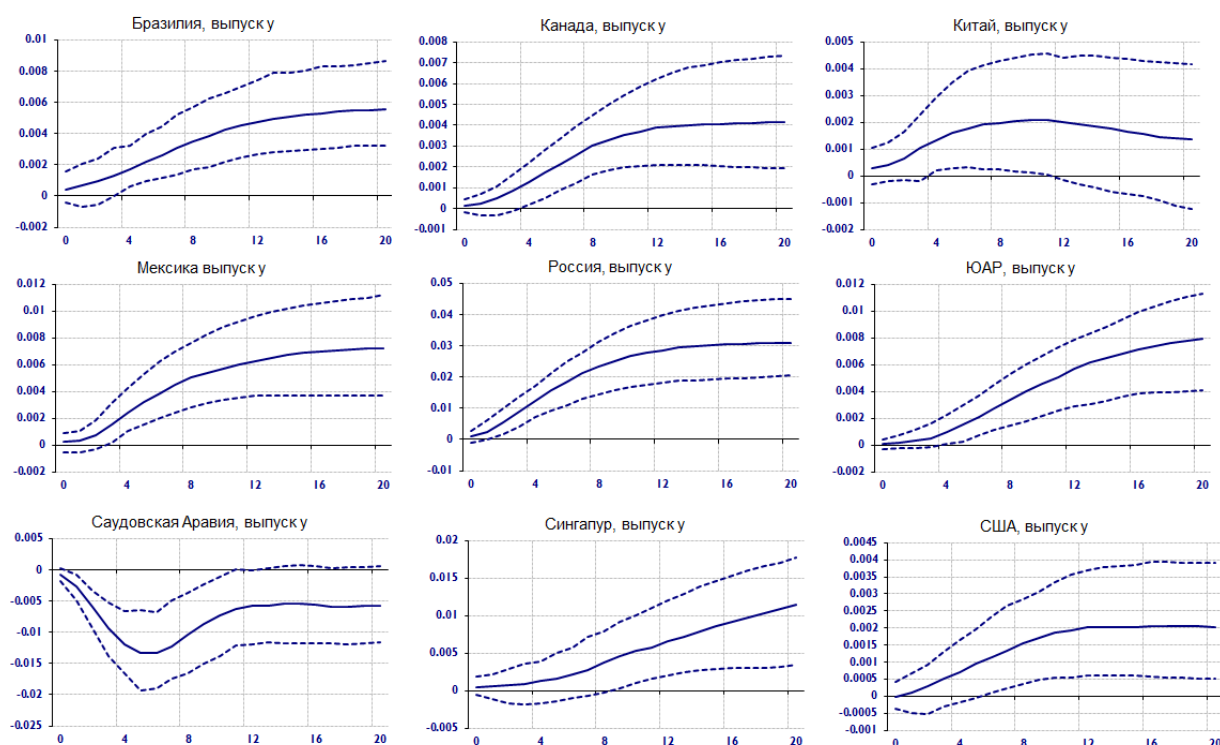


Рис. 2 Выпуск: негативный шок добычи нефти в Саудовской Аравии в размере одного стандартного отклонения, 95% доверительные интервалы

Выводы

В данной работе при помощи модели GVAR проведена оценка влияния различных экономических шоков на российские макроэкономические показатели. Для этого в индивидуальной российской модели оценены долгосрочные и краткосрочные соотношения для реального ВВП, реального обменного валютного курса и объемов добычи нефти в России с учетом экзогенных показателей цены на нефть и мирового уровня деловой активности.

Российская модель включена в модель GVAR наряду с 32 экономиками, охватывающими более 90% мирового ВВП, для исследования величины функций импульсных откликов, вызванных шоками других стран или рынков. Нами был предложен новый вид спецификации уравнений предложения и спроса на нефть, в которой объем добычи нефти в соответствующих странах реагирует только на лаги цены на нефть и объемов добычи с учётом тренда, а цена на нефть может моментально изменяться при шоке выпуска нефти. Так, в ответ на шок добычи нефти в Саудовской Аравии в размере 16% снижения годовых объемов добычи, в мировой экономике к концу

четвертого квартала после шока рост цен на нефть достигает 24% годовых. Добыча нефти в России реагирует на шок незначимо, рост выпуска в России достигает 4% годовых.

Список литературы

1. *Божечкова А., Трунин П.* Анализ факторов динамики реального валютного курса // Издательский дом «Дело» РАНХиГС. 2016.
2. *Дробышевский С., Идрисов Г., Каукин А., Павлов П., Синельников Мурылев С.* Декомпозиция темпов роста российской экономики в 2007—2017 гг. и прогноз на 2018—2020 гг. // Вопросы экономики. 2018. №. 9. С. 5-31.
3. *Казакова М., Синельников-Мурылев С.* Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста в России // Экономическая политика. 2009. №. 5. С. 118-135.
4. *Ломиворотов Р.* Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России // Вопросы экономики. 2014. № 11. С. 122–139.
5. *Пестова А., Мамонов М.* Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики // Экономическая политика. 2016. Т. 11. №. 4. С. 56-92.
6. *Полбин А. В.* Оценка траектории темпов трендового роста ВВП России в ARX-модели с ценами на нефть // Экономическая политика. 2020. Т.15. №.1.С.40-63.
7. *Полбин А., Скроботов А.* Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2016. Т. 20, №. 4.
8. *Трунин П., Князев Д., Кудюкина Е.* Анализ факторов динамики обменного курса рубля // Научные труды Института Гайдара. 2010. №. 144Р.
9. *Bettendorf T.* Investigating Global Imbalances: Empirical evidence from a GVAR approach // Economic Modelling. 2017. Vol. 64. P. 201-210.
10. *Cashin P. et al* The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy // Energy Economics. 2014. Vol. 44. P. 113-134.
11. *Cesa-Bianchi A.* Housing cycles and macroeconomic fluctuations: A global perspective // Journal of International Money and Finance. 2013. Vol. 37. P. 215-238.
12. *Chudik A. et al.* A counterfactual economic analysis of Covid-19 using a threshold augmented multi-country model // National Bureau of Economic Research. 2020.No.w27855.
13. *Dees S. et al.* Constructing Multi-Country Rational Expectations Models //Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2014. Vol. 76. No. 6. P.812-840.
14. *Dees S. et al* Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis // Journal of applied econometrics. 2007. Vol. 22. No 1. P. 1-38.
15. *Dees S. et al.* Identification of new Keynesian Phillips curves from a global perspective // Journal of Money, Credit and Banking. 2009. Vol. 41No. 7.P. 1481-1502.
16. *Fokin N., Polbin A.* A Bivariate Forecasting Model For Russian GDP Under Structural Changes In Monetary Policy and Long-Term Growth // University Library of Munich. 2019. No. 95306.

17. *Gauvin L. et al.* Towards Recoupling? Assessing the Impact of a Chinese Hard Landing on Commodity Exporters: Results from Conditional Forecast in a GVAR Model // University Library of Munich.2013. No. 65457.
18. *Jibril N. U., Halaç U.* Oil Price Shocks and Macroeconomic Instability in Nigeria: Evidence from GVAR // International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences. 2019. Vol. 9. No. 1. P. 94-118.
19. *Kilian L.* The impact of the fracking boom on Arab oil producers // The Energy Journal. 2017. Vol. 38. No. 6.
20. *Kilian L.* Oil price shocks: Causes and consequences // Annu. Rev. Resour. Econ. 2014. Vol. 6. No. 1. P. 133-154.
21. *Koop G., Pesaran M., Potter S.* Impulse response analysis in nonlinear multivariate models // Journal of econometrics. 1996. Vol. 74. No. 1. P. 119-147.
22. *Krane J.* A refined approach: Saudi Arabia moves beyond crude // Energy Policy. 2015. Vol. 82. P. 99-104.
23. *Lardic S., Mignon V.* The impact of oil prices on GDP in European countries: An empirical investigation based on asymmetric cointegration // Energy policy. 2006. Vol. 34. No. 18. P. 3910-3915.
24. *Lardic S., Mignon V.* Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach // Energy Economics. 2008. Vol. 30. No. 3. P. 847-855.
25. *Lee C.* Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis // Energy economics. 2005. Vol. 27.No. 3. P. 415-427.
26. *Milani F.* COVID-19 outbreak, social response, and early economic effects: a global VAR analysis of cross-country interdependencies // Journal of Population Economics. 2020.
27. *Mohaddes K., Pesaran M.* Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis // Energy Economics. 2016. Vol. 59. P. 382-399.
28. *Mohaddes K., Raissi M.* The US oil supply revolution and the global economy // Empirical Economics. 2019. Vol. 57. No. 5. P. 1515-1546.
29. *Narayan P., Smyth R.* Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks // Energy Economics. 2008. Vol. 30. No. 5. P. 2331-2341.
30. *Neghad M., Hosseini R.* Effects of Oil Shocks on the Unemployment: GVAR Approach // Romanian Economic Journal. 2017. Vol. 20. No. 65.
31. *Neri S., Nobili A.* The transmission of US monetary policy to the euro area // International Finance. 2010. Vol. 13. No. 1. P. 55-78.
32. *Olayungbo D.* The US–China trade dispute: spill-over effects for selected oil-exporting countries in Africa using GVAR analysis // Transnational Corporations Review. 2019. Vol. 11. No. 4. P. 310-322.
33. *Pesaran M., Schuermann T., Weiner S.* Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model // Journal of Business & Economic Statistics. 2004. Vol. 22. No. 2. P. 129-162.
34. *Pesaran M., Shin Y.* Generalized impulse response analysis in linear multivariate models // Economics letters. 1998. Vol. 58. No. 1. P. 17-29.
35. *Sims C.* Macroeconomics and reality // Econometrica: journal of the Econometric Society. 1980. P. 1-48.
36. *Smith V. L., Galesi A.* <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/gvar-toolbox>

37. *Smith L. V., Tarui N., Yamagata T.* Assessing the impact of COVID-19 on global fossil fuel consumption and CO2 emissions // ISER DP. 2020. No.1093.
38. *Wei H., Lahiri R.* The impact of commodity price shocks in the presence of a trading relationship: A GVAR analysis of the NAFTA // *Energy Economics*. 2019. Vol. 80. P. 553-569.