

Прикладная эконометрика, 2025, т. 77, с. 5–24.

Applied Econometrics, 2025, v. 77, pp. 5–24.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-77-5-24

О. И. Свиридов, А. С. Скоробогатов¹

Цена на нефть и российский фондовый индекс: анализ причинной связи

В статье анализируется причинная связь между изменениями цен на нефть и общей динамикой рынка ценных бумаг России. Как следует из результатов анализа, устойчивое положительное влияние на фондовый рынок России оказывают шоки цен на нефть, возникшие из-за усиления экономической активности или из-за резких изменений в ожиданиях агентов относительно будущего предложения нефти, в то время как влияние шоков нефти, вызванных изменениями в предложении нефти, оказалось незначимым. Дополнительно была обнаружена значимая негативная реакция рынка на увеличение волатильности цены нефти.

Ключевые слова: SVAR; фондовый рынок; функции импульсных откликов; нефтяные цены.

JEL classification: G10; Q21.

1. Введение

Особый интерес к тому, как динамика нефтяного сектора влияет на ход делового цикла, возник после нефтяного кризиса 1970 г. Одной из первых работ по этой тематике была статья (Hamilton, 1983), в которой автор вывел корреляцию между моментами увеличения цен на нефть и периодами рецессий в экономике США. На данных 1948–1972 гг. было обнаружено, что с опережением примерно в 8 месяцев практически перед каждой рецессией в экономике США наблюдался взлет цен на нефть. Само по себе это не говорит о том, что нефть является причиной рецессий, но дает основание для гипотезы о цене нефти как потенциальном факторе. После этой работы было проведено множество исследований на тему связи между нефтяным сектором, с одной стороны, и макроэкономическими показателями и финансовыми рынками, с другой, с использованием разных подходов, включая методы технического анализа рынков.

Были работы как «за», так и «против» наличия причинной связи. Например, Kling (1985) сделал вывод, что между увеличением цен на нефть и падением фондового рынка есть причинная связь. Jones, Kaul (1996) получили аналогичные результаты на данных по США, Канаде, Великобритании и Японии.

¹ Свиридов Олег Игоревич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Санкт-Петербург; oisviridov4444@gmail.com.

Скоробогатов Александр Сергеевич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Санкт-Петербург; skorobogat@mail.ru.

Примером же противоположного мнения может быть статья (Chen et al., 1986), в которой изучалось, входят ли шоки определенных макроэкономических переменных в премию за риск, и тем самым участвуют ли эти переменные в ценообразовании активов. Важным результатом работы стало то, что изменения цен на нефть никак не сказывались на ценах акций, хотя добавление цены нефти в модель уменьшало значимость переменной промышленного производства. Huang et al. (1996) сделали похожий вывод о том, что связь между ценами на нефть и рыночной стоимостью компании (если она не относится к нефтяной индустрии) не столь сильна, как было принято считать.

Эти и другие более ранние работы основывались на определенных предположениях. Во-первых, цена на нефть использовалась в качестве независимой переменной. Во-вторых, часто предполагалось, что эффекты от изменения цены на нефть можно анализировать и интерпретировать без учета причин, которые вызвали эти изменения.

Однако в ряде работ было показано, что такие предположения не являются реалистичными. Так, например, Kilian (2008) показал, что в современном мире существуют факторы, которые, с одной стороны, влияют на цену нефти, а с другой, двигают цены на фондовом рынке, что не дает однозначно интерпретировать результаты обычных регрессий фондового рынка на цену нефти из-за мультиколлинеарности. На примере американской экономики также было показано, что шоки цен на нефть значительно различаются по эффектам, которые они оказывают на цены фондового рынка, в зависимости от природы этих шоков, а именно, идет ли речь о шоке спроса или шоке предложения на рынке нефти.

Этот новый подход был реализован в статье (Kilian, Park, 2009), в которой исследовался вопрос о связи рынка сырой нефти и рынка ценных бумаг США с помощью модели структурной векторной авторегрессии (Structural VAR, SVAR). Эта модель открыла авторам путь к содержательному пострегрессионному анализу с помощью ортогонализированных функций импульсного отклика. В них эффекты шоков со стороны каждой переменной многомерной модели очищены от их корреляций с остальными шоками, что дает простую интерпретацию этих функций как взаимных мультипликаторов переменных.

Kilian, Park (2009) установили, что отрицательная связь, о которой часто писали в работах прошлых лет, наблюдается только в том случае, если изменение цены нефти обусловлено шоком спроса, вызванного ожиданиями изменения предложения в будущем. Шок же спроса, обусловленный повышением экономической активности, вызывает устойчивый рост фондового рынка длительностью в целый год. Авторы объясняют это тем, что увеличение экономической активности, с одной стороны, стимулирует экономику в целом и подталкивает ее к росту, но, с другой стороны, повышает и цены на нефть, тем самым сокращая темпы роста. Шок же предложения на рынке нефти не имел статистически значимых эффектов.

Метод, использованный в (Kilian, Park, 2009), получил широкое признание со стороны исследователей, занимающихся анализом причинной связи с использованием данных, имеющих временное измерение. В русскоязычной литературе одной из последних работ, использующих этот метод, стала статья (Скоробогатов, 2024), в которой оценивается динамическая причинная связь между денежно-кредитной политикой и фондовым индексом на американских данных. Применительно к нефтяным шокам как импульсу в отношении различных финансовых переменных имеется целый ряд статей, например, (Wang et al., 2013; Bastianin et al., 2016; Kang et al., 2016; Kilian, Zhou, 2022; Dagher, Hasanov, 2023). В последней из них анализируется влияние шоков на нефтяном рынке на индекс финансовой

нестабильности с использованием методологии SVAR и разграничением шоков по их источникам со стороны спроса или предложения.

В литературе можно найти и альтернативные подходы. В статье (Umar et al., 2023) при анализе нефтяных шоков в отношении нескольких классов облигаций с фиксированным доходом используется многомерный анализ временных рядов, но его конечной целью является разложение дисперсии ошибки прогноза между анализируемыми рядами. При этом, по сравнению с (Kilian, Park, 2009), используется более новый метод разложения, который придает больший вес шокам со стороны спроса.

Отдельный класс образуют межстрановые исследования на основе временных рядов или панельных данных. В статье (Rehman et al., 2023) VAR метод применяется к панельным данным, и вместо рассмотрения отдельно взятого объекта (как в случае временных рядов) анализируется несколько объектов, а именно страны большой восьмерки. В данном случае конечной целью было, как и в настоящей статье, построение функций импульсного отклика для установления влияния геополитических рисков на товарные рынки. Панельные данные применяются и в более узконаправленных финансовых исследованиях. Например, в (Артамонов и др., 2020) на данных для 376 американских фондов оценивается причинная связь между доходностью казначейских облигаций и отдачей фондов. Другой пример такого рода исследований представляет статья (Tasinur, 2023), где оценивается влияние цен нефти на фондовый рынок и инфляцию в транспортном секторе в зависимости от статуса страны как импортера или экспортера нефти.

Именно в межстрановых исследованиях такого рода уделялось внимание и России. Статей, фокусирующихся на нашей стране в контексте взаимосвязи между важным для нее нефтегазовым сектором и финансовым рынком, относительно немного. Одним из примеров является работа (Yang et al., 2021), в которой проводится анализ «ресурсного проклятия/благословения» со стороны производства нефти и газа для России на временных рядах за период 1988–2019 гг. с использованием нелинейной авторегрессионной модели распределенного лага.

В русскоязычной литературе можно выделить статьи (Аганин, Пересецкий, 2018; Аганин, 2020), в которых исследуются близкие к теме настоящей работы вопросы, а именно эффект волатильности цены нефти на волатильность курса рубля и волатильность индекса РТС. Примечательный результат этих статей состоит в том, что эффект волатильности цены зависит от ее уровня — чем ниже цена, тем сильнее эффект ее волатильности. Также эффект усиливается в условиях санкций, особенно недавно введенных. Примером исследования, использующего, как и настоящая работа, функции импульсных откликов, является статья (Полбин, Синельников-Мурылев, 2024), в которой данный подход используется для моделирования макроэкономических взаимосвязей в российской экономике. Вместе с тем, поднимаемый в настоящей статье вопрос, освещавшийся до сих пор лишь в одной статье (Wang et al., 2013), где Россия была включена в список исследуемых стран, остается малоизученным.

Таким образом, спустя пятнадцать лет после пионерной статьи (Kilian, Park, 2009) используемый в ней метод остается наиболее популярным, если речь идет о динамическом анализе причинной связи применительно к ограниченному набору объектов. Если исследователя интересует причинная связь между характеристиками, имеющимися у большого числа единиц наблюдения, он применяет схожие методы на панельных данных. Если целью не является изолированное рассмотрение эффектов шоков разных переменных, можно ограничиваться авторегрессиями распределенного лага. Наконец, если вместо причинной связи во времени интересоваться распределением вкладов шоков со стороны разных переменных

в дисперсию ошибки прогноза той или иной переменной, то используется декомпозиция ошибки прогноза.

В настоящей статье, с помощью такого же подхода, что и в (Kilian, Park, 2009), исследовался вопрос о том, как отличаются между собой эффекты от влияния шоков нефтяных цен на фондовый рынок в нефте-экспортирующих и нефте-импортирующих странах. Хотя в (Wang et al., 2013) Россия и анализировалась в качестве одной из основных нефте-экспортирующих стран, она заслуживает отдельного рассмотрения.

Во-первых, в работе (Wang et al., 2013) упор был сделан на сравнение нефте-экспортирующих и нефте-импортирующих экономик, поэтому интерпретация результатов анализа содержит в большей степени описание общих тенденций для каждой группы стран, и зачастую игнорирует индивидуальные особенности отдельной страны. Это критично для анализа России, поскольку во многих тестах, проведенных в данном исследовании, для России были получены незначимые результаты, поэтому она выбивалась из общей тенденции, характерной для стран — экспортеров нефти. Во-вторых, появились новые данные за 2013–2019 гг., и есть возможность исследовать больший временной период и получить новые результаты, которые интересно сравнить с полученными ранее.

Фактором, выделяющим Россию из ряда нефте-экспортирующих стран и свидетельствующим о необходимости проводить подобный анализ индивидуально для данной страны, является и то, что для России, как было показано в (Alexeev, Conrad, 2009), несвойственно «ресурсное проклятие», которое характерно для многих других стран. Таким образом, влияние нефтяного сектора на экономику и, в частности, на фондовый рынок России, не так очевидно, как кажется на первый взгляд.

В настоящей статье авторы восполняют этот пробел, проводя анализ применительно к российскому фондовому индексу. На данных за период с 1999 по 2019 г. с помощью модели структурной векторной авторегрессии исследуется причинная связь между изменениями цен нефти и общей динамикой рынка ценных бумаг России. Согласно полученным результатам, положительное влияние на российский фондовый рынок оказывают шоки цен на нефть, сопряженные с ростом экономической активности или с изменениями в ожиданиях агентов относительно будущего предложения нефти.

2. Описание данных

Итоговый набор данных включает в себя четыре переменные: мировой выпуск сырой нефти, фрахтовый индекс как прокси для глобальной экономической активности, цена нефти и индекс российского фондового рынка. Временной охват — с июля 1999 по сентябрь 2019 г. с шагом в один месяц. Выбор временного интервала обусловлен наличием подходящих для целей исследования данных. До 1999 и после 2019 г. российский рынок испытывал воздействие сильных шоков, прямо не связанных с активностью экономических агентов (таких как дефолт 1998 г., пандемия коронавируса в 2020 г., начало СВО в 2022 г.). В промежутке между упомянутыми чрезвычайными событиями российский рынок функционировал в относительно спокойном режиме и под воздействием различных экономических факторов, включая кризис 2007–2008 гг.

Переменная мирового производства сырой нефти, рассчитанная как среднемесячный уровень дневного производства, отражает ее предложение на рынке. Данные были взяты из базы данных U. S. Energy Information Administration (EIA).

В качестве переменной цены на нефть была взята текущая цена марки Brent. Данная марка нефти является эталонной и имеет тесную связь с российской маркой Urals. Единая российская нефтяная марка торгуется на рынке лишь с 2016 г.; до этого Россия торговала разрозненными сортами нефти, что затрудняет сбор данных по ценам чисто российской нефти.

В качестве индикатора российского фондового рынка был взят индекс РТС, данные по которому брались с сайта Московской биржи. Поскольку индекс является композитным и состоит из крупнейших российских компаний, взвешенных по их рыночной капитализации, его динамика достаточно объективно отражает реакцию всего российского рынка ценных бумаг. Более того, индекс РТС измеряется в долларах США, что избавляет от необходимости учитывать динамику курса рубля.

За индикатор экономической активности был взят Балтийский фрахтовый индекс (Baltic Dry Index, измеряется в долларах США), данные по которому были взяты с сайта Балтийской Биржи. Расчет индекса производят брокеры Балтийской Биржи путем усреднения контрактных цен, определяемых участниками сделки, на перевозку сухого груза по 20 основным торговым маршрутам.

Его главное преимущество как индикатора заключается в том, что он измеряет спрос на сырье в данный момент. В работе (Stopford, 2008) было показано, что низкая стоимость фрахта предполагает высокую эластичность предложения на данном рынке в краткосрочном и среднесрочном периодах. Это объясняется возможностью возобновить работу простаивающих судов и повысить производительность задействованных судов. По мере роста цены фрахта предложение становится менее эластичным. При полной загрузке судов кривая предложения становится вертикальной. Эта взаимосвязь иллюстрирует характер индекса в качестве подходящего прокси для экономической активности.

Все переменные, измеряемые в долларах США, были скорректированы на инфляцию (индекс потребительских цен в США).

3. Тесты на коинтеграцию и на линейность

Визуальный анализ переменных дает основание предполагать наличие стохастического тренда, делающего ряды нестационарными, что подтверждают и стандартные тесты на стационарность (рис. 1). Три из четырех переменных показывают схожую динамику и имеют одинаковый порядок интегрированности: первые разности всех переменных стационарны (рис. A1). Поэтому можно предположить их динамику вокруг общего стохастического тренда, что в предельном случае позволило бы оценивать многомерную модель нестационарных переменных в уровнях. Однако тест Йохансена на коинтеграцию не выявил ни одной стационарной линейной комбинации рассматриваемых переменных. Поэтому далее работаем с первыми разностями.

Подход, опирающийся на модель структурной векторной авторегрессии (SVAR), предполагает линейную связь между переменными. Поэтому перед его использованием применительно к ценам на нефть и фондовому индексу необходимо провести тест на линейность между их изменениями. В ряде исследований, например (Hamilton, 1996, 2003), посвященных американской экономике, была обнаружена асимметрия связи между ценами на нефть и доходностью акций на фондовом рынке, что подчеркивает важность проведения данного

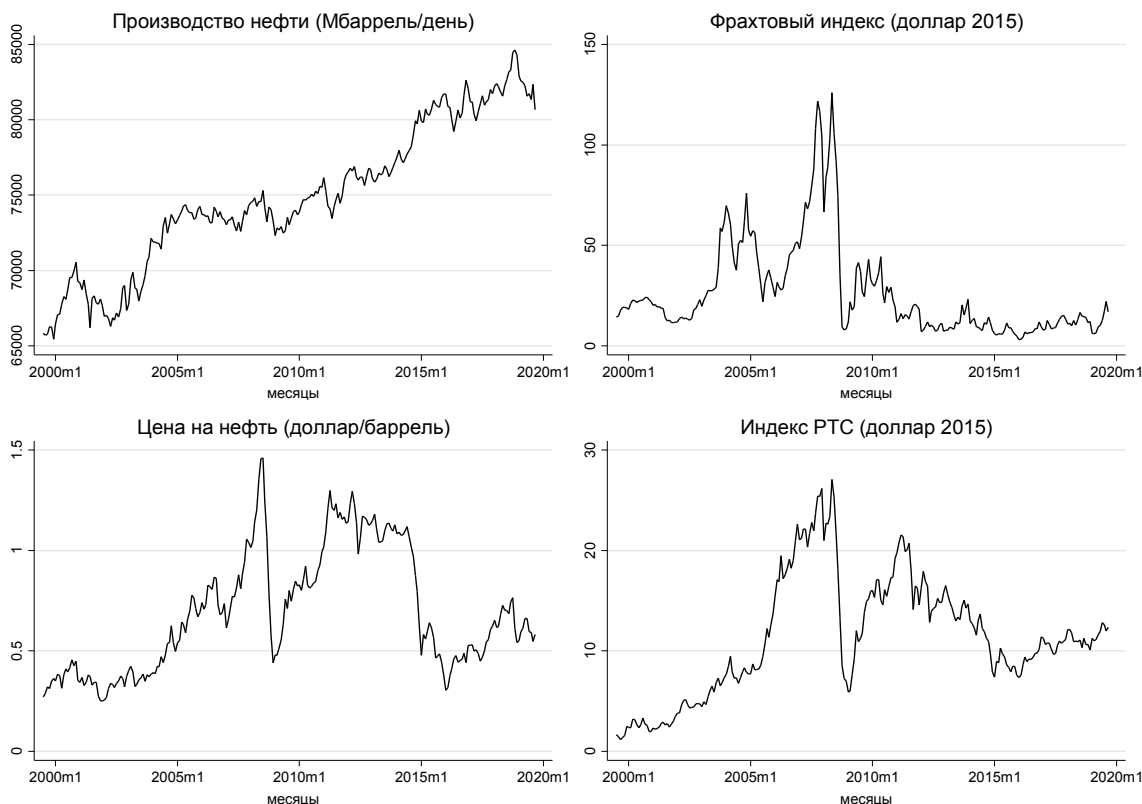


Рис. 1. Динамика анализируемых переменных

теста. Данный тест проверяет, одинаково ли рынок ценных бумаг реагирует на повышение и на снижение цен на нефть.

Для проведения теста были созданы две переменные: $\Delta COpri\text{ce}_t^+ = \max\{0, \Delta COpri\text{ce}_t\}$ и $\Delta COpri\text{ce}_t^- = \min\{0, \Delta COpri\text{ce}_t\}$, чтобы отдельно зафиксировать увеличение и уменьшение цен на нефть. Аналогично (Hamilton, 1996) и (Wang et al., 2013), строилась модель авторегрессии

$$\Delta RTS_t = \text{const} + \sum_{j=1}^6 \beta_{1j} \Delta RTS_{t-j} + \sum_{j=1}^6 \beta_{2j} \Delta COpri\text{ce}_{t-j} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j \Delta COpri\text{ce}_{t-j}^{\#} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, RTS_t — индекс РТС в период t , $COpri\text{ce}_t$ — цена на сырую нефть в период t , $\Delta COpri\text{ce}_t^{\#} \in \{\Delta COpri\text{ce}_t^+, \Delta COpri\text{ce}_t^-\}$ ² и ε_t — случайная ошибка. Как и в (Wang et al., 2013), было взято число лагов, равное шести. Далее проводился стандартный тест Вальда на проверку гипотезы $H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_6 = 0$, т.е. об отсутствии асимметрии связи между фондовым индексом и ценой на нефть. По результатам тестирования гипотеза не может быть отвергнута на уровне значимости 5%, так что далее будем предполагать симметричность

² Переменная цены нефти с индексом «#» означает две суммы в уравнении (1): со знаком «+» и со знаком «-». Однако можно подставить вместо двух переменных (с индексом «+» и «-») лишь одну из них. Результат теста и его статистика не изменятся.

связи между анализируемыми переменными. Отметим, что в работе (Wang et al., 2013) χ^2 -статистика в аналогичном тесте для России получилась значительно меньше, что может быть объяснено различием в рассматриваемом периоде.

4. Модель структурной векторной авторегрессии

4.1. Базовая модель

Векторная авторегрессия — это система временных рядов, динамика которых зависит от динамики этих же временных рядов, но в прошлых периодах, где каждый временной ряд — это уравнение авторегрессии и распределенного лага (ADL). Результаты анализа простой VAR модели могут зависеть от порядка переменных (Hamilton, 1996). Подход SVAR явным образом накладывает предположения о направлении причинной связи между переменными в моменте. Используемая модель может быть выражена рекурсивным уравнением

$$Ay_t = \alpha + \sum_{i=1,2,4,5} B_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где вектор $y'_t = (\Delta COp_{prod}_t, \Delta BDI_t, \Delta COp_{price}_t, \Delta RTS_t)$ включает в себя первые разности ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) на момент времени t следующих переменных: COp_{prod}_t — мировое производство сырой нефти, BDI_t — Балтийский фрахтовый индекс, COp_{price}_t — цена на сырую нефть марки Brent, RTS_t — индекс российской фондовой биржи РТС, ε_t — вектор случайных ошибок, независимых друг от друга и от самих себя в прошлых периодах.

4.2. Декомпозиция структурных инноваций

Следуя (Kilian, Park, 2009), структурные инновации определяем с помощью уравнения $e_t = A^{-1}\varepsilon_t$, которое применительно к исследуемым здесь переменным можно переписать как

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^{\Delta COp_{prod}_t} \\ e_t^{\Delta BDI_t} \\ e_t^{\Delta COp_{price}_t} \\ e_t^{\Delta RTS_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Структурные инновации (или, по-другому, структурные шоки) ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} являются экзогенными шоками, возникающими на рынке нефти и различающимися по фундаментальным причинам своего возникновения: ε_{1t} — шок предложения нефти, т.е. резкое увеличение или уменьшение поставки нефти в определенный месяц; ε_{2t} — шок общего мирового спроса на промышленные товары, обусловленный глобальной экономической активностью; ε_{3t} — прочие шоки, которые могут влиять на цену нефти; ε_{4t} — шоки прочих факторов, не связанных с рынком нефти, но оказывающих влияние на российский рынок ценных бумаг.

Прочие шоки, входящие в ε_{3t} , можно рассматривать как преимущественно связанные с ожиданиями будущего предложения (Kilian, 2009). В работе (Alquist, Kilian, 2010) данный шок объясняется как доходность от использования нефтяных запасов. Он приводится в движение неожиданными сокращениями предложения, вызывающими временное увеличение спроса. Этот шок также может быть связан с изменением ожиданий относительно будущих сокращений поставок нефти в условиях неопределенности.

Как упоминалось ранее, SVAR накладывает ограничения на мгновенные связи между переменными (отражаемые в матрице A^{-1} уравнения (3)). В нашем случае эти ограничения относительно причинной связи в моменте принимают следующий вид. На переменную производства нефти влияют только экзогенные факторы; экономическая активность зависит от внешних факторов и производства нефти; изменение в текущей цене нефти может влиять только на значения индекса РТС; наконец, все ранее упомянутые шоки влияют на показатели фондового рынка, и в то же время ε_{4t} , обозначающий прочие шоки рынка целых бумаг, не влияет на остальные переменные, по крайней мере на горизонте одного периода.

Иными словами, мы предполагаем вертикальные кривые предложения и спроса, сдвиги которых вызываются шоками производства нефти, которые потенциально в моменте оказывают одностороннее влияние на цену нефти и фондовый индекс.

Сделанные предположения имеют следующие основания. Во-первых, на рынке действует ограниченное число крупных игроков-производителей, способных сообща регулировать объемы производства (ОПЕК и ОПЕК+). Действуют эти производители в условиях, когда адаптировать производство под быстро меняющийся спрос в краткосрочном и среднесрочном периодах сложно технологически, и поэтому экономически невыгодно. В то же время глобальная экономическая активность может зависеть от предложения нефти, что хорошо иллюстрируется исторически (отрицательные шоки предложения в 1970-х и начале 1980-х гг.). Во-вторых, цена на нефть не может в рамках краткосрочного периода повлиять на глобальную экономическую активность в силу разной скорости их изменений: экономическая активность меняется значительно медленнее. Наконец, по той же причине, связанной с разницей в скорости реакции, фондовый индекс в моменте оказывается под влиянием остальных переменных, но сам на них не влияет.

5. Результаты оценивания

5.1. Оценка модели и проверка ее стабильности

Модель (2) была оценена методом максимального правдоподобия, результаты представлены в табл. 1 и 2.

Большинство коэффициентов значимы. Число лагов было выбрано на основе теста Вальда на исключение лагов, который проверяет гипотезу о том, что коэффициенты перед всеми эндогенными переменными с одинаковым значением лага равны нулю. Результаты теста включают в себя проверку данной гипотезы для уравнения каждой переменной и для всей модели в целом. В нашем случае все лаги оказались значимы на уровне 10%.

Далее необходимо оценить стабильность модели. Модель стабильна, когда все ее переменные стационарны, т. е. их первые два момента, $E(x_t)$ и $\text{Var}(x_t)$, существуют и не зависят от времени, а $\text{Cov}(x_t; x_s)$ зависит только от $(t - s)$, но не от t и s по отдельности.

Таблица 1. Оценки коэффициентов матрицы A

1	0	0	0
−0.00146** (0.0007)	1	0	0
0.0000119** (0.000006)	−0.00208*** (0.0005)	1	0
−0.0000299 (0.00011)	−0.064*** (0.010)	−7.812*** (1.179)	1

Примечание. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$. В скобках — стандартные ошибки.

Таблица 2. Оценки коэффициентов матрицы B

−552.8*** (25.4)	0	0	0
0	6.082*** (0.279)	0	0
0	0	0.050*** (0.002)	0
0	0	0	0.914*** (0.042)

Примечание. *** — $p < 0.01$. В скобках — стандартные ошибки.

SVAR модель стабильна тогда, когда собственные числа ее матрицы B

$$B = \begin{pmatrix} B_1 & B_2 & B_4 & B_5 \\ I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I & 0 \end{pmatrix},$$

где B_i — матрица параметров из уравнения (3), лежат внутри единичного круга (Hamilton, 1994, pp. 690–696).

По результатам теста модель оказалась стабильной. Из ее стабильности следует крайне важный вывод: модель может быть представлена в виде $MA(\infty)$ -процесса, а значит, можно построить функции импульсного отклика.

5.2. Анализ функций импульсных откликов

В данном разделе будет представлен анализ влияния структурных шоков, смоделированных в SVAR через функции импульсных откликов (irf, impulse-response functions). Эти функции показывают, по какой траектории будет двигаться переменная в результате одномоментного шока в периоде t . Более формально, функции импульсных откликов можно определить как разность математических ожиданий переменной x_{t+j} в периоды t и $t - 1$ после влияния шока в периоде t :

$$irf = E_t(x_{t+j}) - E_{t-1}(x_{t+j}), \quad j = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

Поскольку в модели (2) были взяты разности переменных, полученные функции импульсных откликов будут описывать реакцию межпериодной разности переменной $irf = E_t(\Delta x_{t+j}) - E_{t-1}(\Delta x_{t+j})$, что несколько усложняет интерпретацию результатов. Поэтому, для большей ясности и наглядности, будут выведены реакции первоначальных переменных путем суммирования откликов их разностей:

$$irf_{new} = sum(irf) = \sum_{i=t+1}^{t+n} E_t(\Delta x_i) - \sum_{i=t+1}^{t+n} E_{t-1}(\Delta x_i), \quad (5)$$

где irf — значение функции импульсных откликов, $E_t(\Delta x_i)$ — математическое ожидание в периоде t разности значений переменной x в периодах i и $t-1$. Данное уравнение показывает отклонение переменной от собственного тренда в результате одномоментного шока. Действие шока заканчивается в тот момент, когда значение выражения (5) становится равным нулю.

Проанализированы отклики двух переменных: цены на нефть как отражение реакции рынка нефти на структурные шоки, и индекса РТС, отражающего реакцию фондового рынка. Функции импульсных откликов цены нефти на различные структурные шоки представлены на рис. 2. На каждом графике сплошная линия отражает траекторию отклонения цены на нефть от своего тренда. Пунктирные линии показывают доверительные интервалы на уровне удвоенных стандартных отклонений. На графике видно, что ни в одном периоде для шока предложения не обнаружено значимого влияния на цену на нефть. Шок агрегированного спроса показывает устойчивое влияние: одно положительное стандартное отклонение переменной экономической активности вызывает положительное отклонение цены от тренда на протяжении 4–5 периодов, на третий месяц отклонение достигает своего максимума (примерно 0.05 доллара за баррель) и приблизительно за 2 периода возвращается к первоначальной траектории. Шок спроса, возникший из-за ожиданий относительно будущего предложения, является самым сильным по своему влиянию, однако его влияние несколько отличается от предыдущего: после данного импульса цена резко увеличивается, достигая своего максимума всего за один месяц, и после этого постепенно убывает.

Графики функций импульсных откликов рынка ценных бумаг также представлены на рис. 2. Видно, что эффект шока предложения не является значимым, что вполне закономерно, т.к. он не был значимым и на рынке нефти. Шоки спроса, по сравнению с рынком нефти, оказывают примерно аналогичное влияние и на фондовый рынок. Импульс агрегированного спроса в размере одного стандартного отклонения резко поднимает индекс РТС примерно на 0.5 доллара. Влияние данного импульса становится незначимым примерно на пятом месяце после возникновения. Шок спроса от ожиданий будущего предложения практически сразу поднимает индекс РТС также на 0.5 доллара, но это пик эффекта данного шока, после которого в течение 2–3 месяцев РТС возвращается к своему тренду.

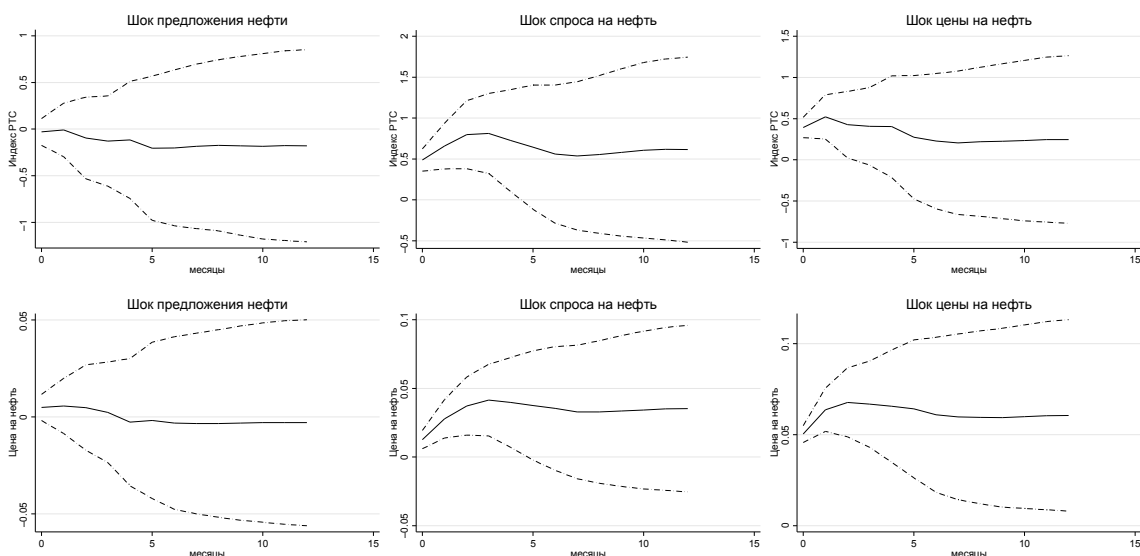


Рис. 2. Функции импульсных откликов

6. Обсуждение результатов

6.1. Рынок нефти

Незначимость влияния шоков предложения согласуется с результатами (Wang et al., 2013), где также было объяснено, почему более ранние работы, например (Kilian, Park, 2009), получали значимое влияние данного шока на протяжении нескольких периодов. Действительно, с начала 2000-х гг. рынок нефти стал значительно стабильнее, поэтому на более поздних данных вариация переменной производства нефти сильно уменьшается, что делает ее незначимой (более подробное обсуждение см. в (Wang et al., 2013)).

Шоки спроса на нефть оказываются основной, если не единственной из постоянных движущей силой цен нефти. Заметно, что реакция цены на шок спроса от ожиданий будущего предложения более резкая, что демонстрирует скорость реакции рынка на новую информацию. Это может объясняться тем, что данный шок описывает изменения ожиданий, а ожидания меняются вследствие появления новой информации у потребителей о будущем предложении нефти. В краткосрочном и среднесрочном периодах предложение нефти малоподвижно вследствие технической составляющей и наличия сговора стран-производителей об ограничении добычи. Это означает, что, во-первых, значительное наращивание производства невозможно реализовать быстро, и, во-вторых, экономические агенты обязательно узнают о планах наращивания (поскольку изменения последуют после общего решения стран-производителей в рамках переговоров, которые будут отражены в СМИ). Следовательно, реакция рынка будет значительно быстрее самого факта изменения производства, что объясняет резкость отклика цены на нефть и является одной из возможных причин незначимости шоков предложения.

Отметим и то, что график отклика на шок ожиданий (второй график на рис. 2) сходится к уровню выше нулевого. Значит, после шока ожиданий цены на нефть уже не откатываются полностью к прежнему уровню.

6.2. Фондовый индекс

Стоит отметить, что шоки спроса оказывают более длительное влияние на цену нефти, чем на фондовый рынок. Для шока агрегированного спроса эта разница не столь велика, поскольку действия игроков на рынке совершаются по мере изменений, происходящих в реальном секторе. Однако если речь идет о шоках спроса, вызванных изменениями ожиданий будущего предложения, разница в эффектах для цены нефти и для фондового рынка оказывается более заметной. Это может быть связано с тем, что рынок мгновенно реагирует на появление новой информации и быстро о ней «забывает», переключая свое внимание на новые данные. Это косвенно подтверждается и тем, что графики импульсных откликов цены нефти более изогнутые, т.е. расстояние между точкой первого месяца и точкой пика по оси ординат больше, чем на графиках фондового рынка, что говорит о том, что основная реакция фондового рынка на шоки происходит в самое первое время.

Данный фактор отражает резкость реакции фондового рынка, которая объясняется тем, что, во-первых, инвесторы реагируют на новую информацию практически сразу, во-вторых, на рынке присутствуют спекулянты, которые могут значительно ускорять как рост акций на первых периодах (когда они их скупают), так и их падение на остальных периодах (когда они все продают). Данные результаты согласуются с полученными в работе (Wang et al., 2013), однако периоды реакции фондового рынка на структурные шоки отличаются: в (Wang et al., 2013) они в среднем в полтора раза больше, что может быть объяснено различиями в спецификациях моделей и временным периодом используемых данных.

7. Анализ дополнительных моделей SVAR

7.1. Короткая модель

Ранее утверждалось, что одна цена на нефть как переменная несет в себе крайне ограниченное количество информации с точки зрения ее влияния на рынок ценных бумаг. Для демонстрации данного утверждения была построена упрощенная версия основной модели, описанной уравнением (2), в которой

$$e_t \equiv \begin{bmatrix} e_{1t}^{\Delta CO_{price}_t} \\ e_{2t}^{\Delta RTS_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t}^{\text{шоки цены нефти}} \\ \varepsilon_{2t}^{\text{прочие шоки фондового рынка}} \end{bmatrix}. \quad (6)$$

Данная модель является агрегированной относительно основной, т.к. включает в себя общее влияние цены нефти на фондовый рынок, которое, как следует из предположений основной модели, является линейной комбинацией шоков спроса и шока предложения.

Все элементы анализа, проведенные для данной модели, представлены в табл. 3 и 4. Все коэффициенты и лаги значимы. Тесты на исключения лагов позволяют отклонить гипотезы об их нулевом эффекте. Модель стабильна, что дает возможность построить функции импульсных откликов.

На рисунке 3 с визуализацией функции импульсных откликов можно увидеть общие тенденции, характерные для всех ранее построенных функций импульсных откликов фондового

Таблица 3. Оценки коэффициентов матрицы *A* короткой модели

1	0
−9.594***	1
(1.239)	

Примечание. *** — $p < 0.01$. В скобках — стандартные ошибки.

Таблица 4. Оценки коэффициентов матрицы *B* короткой модели

0.053***	0
(0.002)	
0	1.006***
	(0.046)

Примечание. *** — $p < 0.01$. В скобках — стандартные ошибки.

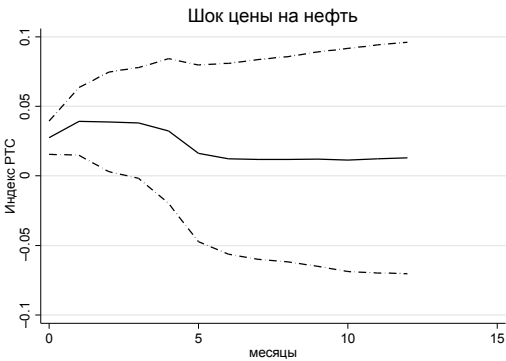


Рис. 3. График импульсных откликов короткой модели

рынка, однако наблюдаются значительно более широкие интервалы удвоенных стандартных ошибок. Очевидно, что если ориентироваться на данную модель, то можно сказать только то, что при импульсе, равном одному стандартному отклонению цены нефти, индекс РТС в течение двух месяцев возрастает более чем на 0.5 пункта, а затем в течение следующего месяца возвращается к тренду. Однако если разложить эффекты на три составляющие, то результаты будут более точными (как минимум, за счет сокращения размера интервалов удвоенных стандартных ошибок на начальных периодах). Например, можно сказать, что если шок вызван изменениями в экономической активности, то пик отклонения может достигаться только на третий месяц, а вернуться к тренду РТС сможет только к пятому месяцу.

7.2. Влияние волатильности цены нефти

Экономические агенты на фондовом рынке могут реагировать не только на структурные шоки нефти, изменяющие ее цену, но и на изменения ее волатильности, которая в рамках изучаемого периода показывает значительную вариацию (рис. 4).



Рис. 4. График волатильности цены на нефть

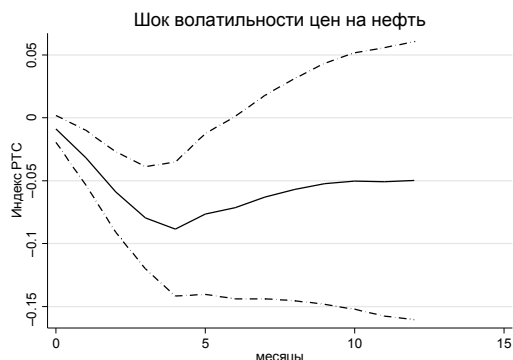


Рис. 5. Функция импульсного отклика фондового индекса на шок волатильности

Для изучения характера влияния данного фактора на поведения игроков на рынке ценных бумаг были собраны дневные данные по фьючерсным ценам на нефть марки Brent с июля 1999 по сентябрь 2019 г., из которых построена переменная, отражающая волатильность цены на нефть

$$Vol_f_t = \sum_{d=1}^{s_t} \frac{\ln^2(F_{t,d+1}/F_{t,d})}{s_t}, \quad (7)$$

где $F_{t,d}$ — фьючерсная цена нефти в месяц t и день d , s_t — число рабочих дней на бирже в месяце t . Данная формула использует фьючерсные цены, а не спотовые, однако на результат это значимо не влияет, поскольку корреляция фьючерсных и спотовых цен равна 0.95 (Park, Ratti, 2008). Была построена модель, аналогичная основной, но с добавлением показателя волатильности:

$$y'_t = (\Delta \ln COprod_t, \Delta \ln BDI_t, \Delta \ln COprice_t, vol_f_t, \Delta \ln RTS_t),$$

где $\Delta \ln(\cdot)_t$ означает разность логарифмов ранее перечисленных переменных.

7.3. График функции импульсного отклика

На рисунке 4 представлен график волатильности цены на нефть (результаты ее оценивания и тест на стабильность см. в таблицах A1, A2 в Приложении соответственно). На рисунке 5 показана функция импульсных откликов РТС на шок волатильности цены на нефть. Заметно, что повышение логарифма волатильности цены на одно стандартное отклонение вызывает падение индекса на 0.08–0.09 пункта сравнительно с трендом в первые четыре месяца и возвращение к первоначальной траектории уже в следующем месяце. Это объясняется тем, что увеличение волатильности увеличивает риск, и инвесторы с более низким приемлемым уровнем риска выводят свои деньги из акций нефтяных компаний.

8. Заключение

В статье исследовалось влияние структурных шоков на рынок нефти и российский фондовый рынок. Было установлено наличие причинной связи между ценой на нефть и фондовым индексом. Эта связь раскладывается на эффект со стороны шоков агрегированного спроса, с одной стороны, и шоков цены от ожиданий относительно будущего предложения, с другой стороны. Влияние шока предложения оказалось незначимым и для рынка нефти, и для фондового рынка. Также наблюдается короткая отрицательная реакция инвесторов на положительное изменение волатильности цены нефти.

Данный анализ может быть полезен как частным инвестиционным организациям, например, инвестиционным банкам, хэдж-фондам и, особенно, ETF-фондам, так и государственным департаментам для организации, например, фискальной политики или мер стимулирования частного сектора (создания эффективных инструментов фискальной политики).

Благодарности. В статье использованы результаты проекта «Исследование рынков и систем принятия решений», выполненного в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

Список литературы

- Аганин А. Д. (2020). Волатильность российского фондового индекса: нефть и санкции. *Вопросы экономики*, 2, 86–100. DOI: 10.32609/0042-8736-2020-2-86-100.
- Аганин А. Д., Пересецкий А. А. (2018). Волатильность курса рубля: нефть и санкции. *Прикладная эконометрика*, 52, 5–21.
- Артамонов Н. В., Воронина А. А., Емельянов Н. Л., Курбацкий А. Н. (2020). Оценка влияния доходности государственных облигаций на результативность взаимных фондов на примере США. *Прикладная эконометрика*, 58, 55–75. DOI: 10.22394/1993-7601-2020-58-55-75.
- Полбин А. В., Синельников-Мурылев С. Г. (2024). Построение и калибровка DSGE модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии. *Прикладная эконометрика*, 73, 5–34. DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34.
- Скоробогатов А. С. (2024). Денежно-кредитная политика и долговременная стабильность экономики. *Вопросы экономики*, 8, 28–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2024-8-28-49.
- Alexeev M., Conrad R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91 (3), 586–598. DOI: 10.1162/rest.91.3.586.
- Alquist R., Kilian L. (2010). What do we learn from the price of crude oil futures? *Journal of Applied Econometrics*, 25 (4), 539–573. DOI: 10.1002/jae.1159.
- Bastianin A., Conti F., Manera M. (2016). The impacts of oil price shocks on stock market volatility: Evidence from the G7 countries. *Energy Policy*, 98, 160–169. DOI: 10.1016/j.enpol.2016.08.020.
- Chen N. F., Roll R., Ross S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59 (3), 383–403. DOI: 10.1086/296344.
- Dagher L., Hasanov F. J. (2023). Oil market shocks and financial instability in Asian countries. *International Review of Economics & Finance*, 84, March, 182–195. DOI: 10.1016/j.iref.2022.11.008.
- Jones C. M., Kaul G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51 (2), 463–491. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x.

- Hamilton J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91 (2), 228–248. DOI: 10.1086/261140.
- Hamilton J. D. (1994). *Time series analysis*. Vol. 2. New Jersey: Princeton.
- Hamilton J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38 (2), 215–220.
- Hamilton J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113 (2), 363–398. DOI: 10.1016/S0304-4076(02)00207-5.
- Huang R. D., Masulis R. W., Stoll H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 16 (1), 1–27. DOI: 10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1<1::AID-FUT1>3.0.CO;2-Q.
- Kang W., Ratti R. A., Vespignani J. L. (2016). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market: A note on the roles of U.S. and non-U.S. oil production. *Economics Letters*, 145 (C), 176–181. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.06.008.
- Kilian L. (2008). Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the US economy? *The Review of Economics and Statistics*, 90 (2), 216–240. DOI: 10.1162/rest.90.2.216.
- 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. DOI: 10.1257/aer.99.3.1053.
- Kilian L., Park C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, 50 (4), 1267–1287. DOI: 10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x.
- Kilian L., Zhou X. (2022). Oil prices, exchange rates and interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 126 (C), 102679. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102679.
- Kling J. L. (1985). Oil price shocks and stock market behavior. *The Journal of Portfolio Management*, 12 (1), 34–39. DOI: 10.3905/jpm.1985.409034.
- Park J., Ratti R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30 (5), 2587–2608. DOI: 10.1016/j.eneco.2008.04.003.
- Rehman M. U., Nautiyal N., Vo X. V., Ghardallou W., Kang S. H. (2023). Is the impact of oil shocks more pronounced during extreme market conditions? *Resources Policy*, 85 (A), 103899. DOI: 10.1016/j.resourpol.2023.103899.
- Stopford M. (2008). *Maritime economics 3e*. Routledge.
- Tacinur A. (2023). Causal relationship between transport inflation with oil prices and exchange rates. *Journal of Economic Policy Researches*, 10 (1), 245–260. DOI: 10.26650/JEPR1217835.
- Umar Z., Abrar A., Hadhri S., Sokolova T. (2023). The connectedness of oil shocks, green bonds, sukuk and conventional bonds. *Energy Economics*, 119 (C), 106562. DOI: 10.1016/j.eneco.2023.106562.
- Wang Y., Wu C., Yang L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics*, 41 (4), 1220–1239. DOI: 10.1016/j.jce.2012.12.004.
- Yang J., Rizvi S. K. A., Tan Z., Umar M., Koondhar M. A. (2021). The competing role of natural gas and oil as fossil fuel and the non-linear dynamics of resource curse in Russia. *Resources Policy*, 72. DOI: 10.1016/j.resourpol.2021.102100.

Поступила в редакцию 05.04.2024;
принята в печать 25.09.2024

Приложение

О. И. Свиридов, А. С. Скоробогатов

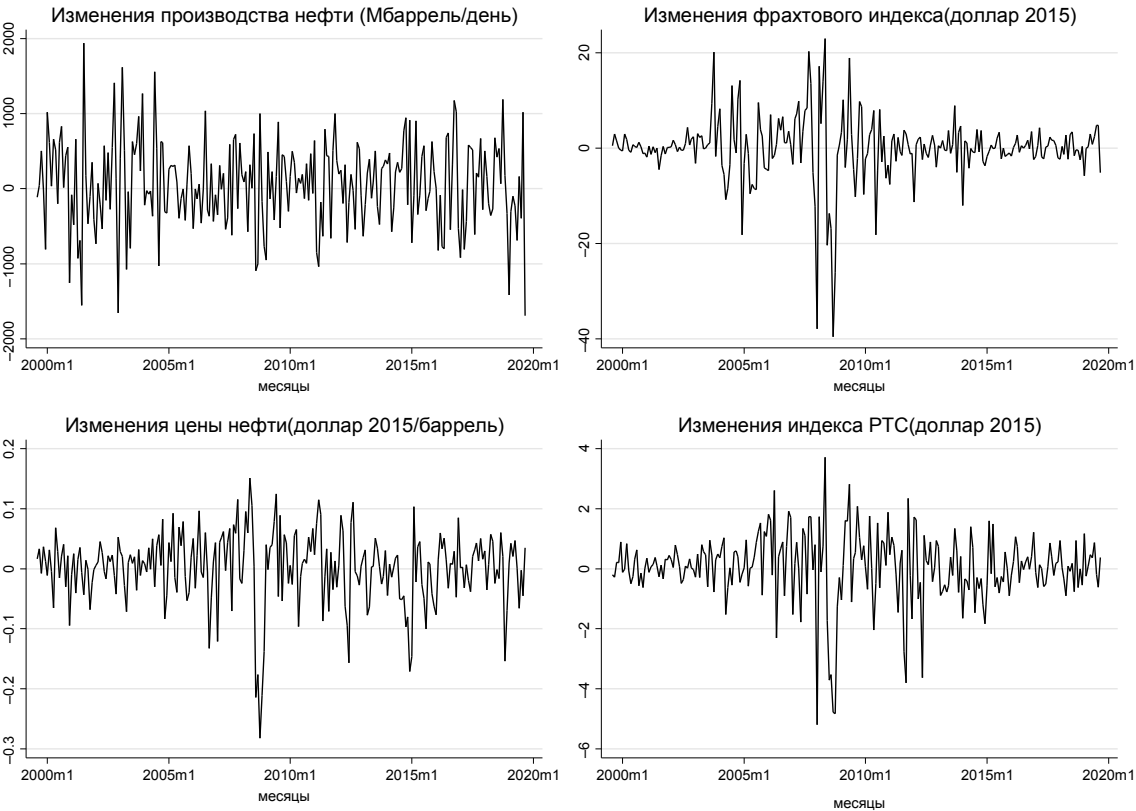


Рис. А1. Первые разности анализируемых временных рядов

Таблица А1. Оценки коэффициентов матрицы *A*

1	0	0	0	
-1.483	1	0	0	
(1.868)				
1.312*	-0.058**	1	0	
(0.709)	(0.025)			
0.0040	0.00016*	0.0017***	1	
(0.0027)	(0.00093)	(0.00024)		
0.480	-0.070***	-0.242***	31.57*	1
(0.762)	(0.027)	(0.076)	(18.55)	

Примечание. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$, * — $p < 0.1$. В скобках — стандартные ошибки.

Таблица А2. Оценки коэффициентов матрицы *B*

0.00735*** (0.0003)	0	0	0	0
0	0.211*** (0.001)	0	0	0
0	0	0.080*** (0.004)	0	0
0	0	0	0.000298*** (0.00001)	0
0	0	0	0	0.085*** (0.004)

Примечание. *** — $p < 0.01$. В скобках — стандартные ошибки.

Sviridov O. I., Skorobogatov A. S. A causal link analysis of oil price to the Russian stock market. *Applied Econometrics*, 2025, v. 77, pp. 5–24.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-77-5-24

Oleg Sviridov

HSE University, Sankt-Petersburg, Russian Federation;
oisviridov4444@gmail.com

Alexander Skorobogatov

HSE University, Sankt-Petersburg, Russian Federation;
skorobogat@mail.ru

A causal link analysis of oil price to the Russian stock market

The paper analyzes a causal link between the oil price and the Russian stock market. One finding is that only price shocks related to economic activity or future oil supply expectations have persistent impacts on the stock market, while the effects of supply-related oil shocks are insignificant. In addition, jumps in oil price volatility have been found to produce significant negative market responses.

Keywords: SVAR; stock market; impulse-response functions; oil price.

JEL classification: G10; Q21.

Acknowledgements. The results of the project “Efficient and fair allocation of resources”, carried out within the framework of the Basic Research Program at the National Research University Higher School of Economics (HSE University), are presented in this work.

References

- Aganin A. D. (2020). Russian stock index volatility: Oil and sanctions. *Voprosy Ekonomiki*, 2, 86–100 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2020-2-86-100.
- Aganin A. D., Peresetsky A. A. (2018). Volatility of ruble exchange rate: Oil and sanctions. *Applied Econometrics*, 52, 5–21 (in Russian).

- Artamonov N. V., Voronina A. A., Emelyanov N. L., Kurbatskii A. N. (2020). Estimation of interest rates' impact on mutual funds' performance in the USA. *Applied Econometrics*, 58, 55–75 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2020-58-55-75.
- Polbin A. V., Sinelnikov-Murylev S. G. (2024). Developing and impulse response matching estimation of the DSGE model for the Russian economy. *Applied Econometrics*, 73, 5–34 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34.
- Skorobogatov A. S. (2024). Monetary policy and long-run economic stability. *Voprosy Ekonomiki*, 8, 28–49 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2024-8-28-49.
- Alexeev M., Conrad R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91 (3), 586–598. DOI: 10.1162/rest.91.3.586.
- Alquist R., Kilian L. (2010). What do we learn from the price of crude oil futures? *Journal of Applied Econometrics*, 25 (4), 539–573. DOI: 10.1002/jae.1159.
- Bastianin A., Conti F., Manera M. (2016). The impacts of oil price shocks on stock market volatility: Evidence from the G7 countries. *Energy Policy*, 98, 160–169. DOI: 10.1016/j.enpol.2016.08.020.
- Chen N. F., Roll R., Ross S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59 (3), 383–403. DOI: 10.1086/296344.
- Dagher L., Hasanov F. J. (2023). Oil market shocks and financial instability in Asian countries. *International Review of Economics & Finance*, 84, March, 182–195. DOI: 10.1016/j.iref.2022.11.008.
- Jones C. M., Kaul G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51 (2), 463–491. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x.
- Hamilton J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91 (2), 228–248. DOI: 10.1086/261140.
- Hamilton J. D. (1994). *Time series analysis*. Vol. 2. New Jersey: Princeton.
- Hamilton J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38 (2), 215–220.
- Hamilton J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113 (2), 363–398. DOI: 10.1016/S0304-4076(02)00207-5.
- Huang R. D., Masulis R. W., Stoll H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 16 (1), 1–27. DOI: 10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1<1::AID-FUT1>3.0.CO;2-Q.
- Kang W., Ratti R. A., Vespignani J. L. (2016). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market: A note on the roles of U.S. and non-U.S. oil production. *Economics Letters*, 145 (C), 176–181. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.06.008.
- Kilian L. (2008). Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the US economy? *The Review of Economics and Statistics*, 90 (2), 216–240. DOI: 10.1162/rest.90.2.216.
- 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. DOI: 10.1257/aer.99.3.1053.
- Kilian L., Park C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, 50 (4), 1267–1287. DOI: 10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x.
- Kilian L., Zhou X. (2022). Oil prices, exchange rates and interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 126 (C), 102679. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102679.

- Kling J. L. (1985). Oil price shocks and stock market behavior. *The Journal of Portfolio Management*, 12 (1), 34–39. DOI: 10.3905/jpm.1985.409034.
- Park J., Ratti R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30 (5), 2587–2608. DOI: 10.1016/j.eneco.2008.04.003.
- Rehman M. U., Nautiyal N., Vo X. V., Ghardallou W., Kang S. H. (2023). Is the impact of oil shocks more pronounced during extreme market conditions? *Resources Policy*, 85 (A), 103899. DOI: 10.1016/j.resourpol.2023.103899.
- Stopford M. (2008). *Maritime economics 3e*. Routledge.
- Tacinur A. (2023). Causal relationship between transport inflation with oil prices and exchange rates. *Journal of Economic Policy Researches*, 10 (1), 245–260. DOI: 10.26650/JEPR1217835.
- Umar Z., Abrar A., Hadhri S., Sokolova T. (2023). The connectedness of oil shocks, green bonds, sukuk and conventional bonds. *Energy Economics*, 119 (C), 106562. DOI: 10.1016/j.eneco.2023.106562.
- Wang Y., Wu C., Yang L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics*, 41 (4), 1220–1239. DOI: 10.1016/j.jce.2012.12.004.
- Yang J., Rizvi S. K. A., Tan Z., Umar M., Koondhar M. A. (2021). The competing role of natural gas and oil as fossil fuel and the non-linear dynamics of resource curse in Russia. *Resources Policy*, 72. DOI: 10.1016/j.resourpol.2021.102100.

Received 05.04.2024; accepted 25.09.2024.