MPRA
Munich Personal RePEc Archive

The impact of global economic activity, oil supply and speculative oil shocks on the Russian economy

Lomonosov, Daniil and Polbin, Andrey and Fokin, Nikita

10 February 2021

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/106604/
MPRA Paper No. 106604, posted 13 Mar 2021 08:48 UTC

Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ

Информация об авторах:

Ломоносов Даниил Анатольевич — Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ (117517, Москва, просп. Вернадского, д. 82), младший научный сотрудник; daniil329@gmail.com;

Полбин Андрей Владимирович — Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ (117517, Москва, просп. Вернадского, д. 82), заведующий лабораторией; ИЭП им. Е. Т. Гайдара (125009, Москва, Газетный пер., 3–5), заместитель заведующего международной лабораторией; к.э.н; apolbin@gmail.com;

Фокин Никита Денисович — Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ (117517, Москва, просп. Вернадского, д. 82), научный сотрудник; fokinikita@gmail.com;

Аннотация

В работе строится байесовская векторная авторегрессия для оценки влияния шоков мировой деловой активности, шоков предложения на мировом рынке нефти, а также спекулятивных нефтяных шоков на ключевые макроэкономические показатели российской экономики: ВВП, потребление домохозяйств, валовое накопление основного капитала, импорт, экспорт, реальный эффективный валютный курс, реальные зарплаты и доходы населения, процентную ставку МИАКР и дефлятор ВВП. В качестве экзогенных переменных в модели используются реальные цены на нефть, индекс мировой деловой активности, объемы добычи нефти и запасы нефти. Параметры модели оцениваются на периоде с 1 квартала 1999 года по 4 квартал 2019 года. Динамика четырех экзогенных переменных описывается с помощью отдельной внешней модели векторной авторегрессии, которая оценивается на расширенном периоде времени с 1 квартала 1974 года по 4 квартал 2019 года с целью более точной оценки ее параметров и идентификации шоков. Идентификация шоков производится на основе подхода, предложенного в работе [Kilian, Murphy, 2014], в котором используются знаковые ограничения и ограничения на величину эластичностей спроса на нефть и предложения нефти по ее цене. Согласно оценкам импульсных откликов, такие переменные как реальные потребление домохозяйств, импорт, валютный курс положительно и статистически значимо реагируют на все три шока, ведущие к увеличению нефтяных цен. Однако шок мировой деловой активности обуславливает более сильное влияние. При росте нефтяных цен для реальных ВВП, инвестиций и экспорта устойчивое и статистически значимое положительное влияние наблюдается только тогда, когда данный рост обусловлен шоком мировой деловой активности. Также в работе проводится декомпозиция ошибок прогноза и историческая декомпозиция динамики отечественных переменных по шокам, которые указывают на превалирующую роль шоков мировой деловой активности в вариации российских макропоказателей.

Ключевые слова: российская экономика; цены на нефть; ВВП; потребление; инвестиции; обменный курс; экспорт; шоки мировой деловой активности; шоки предложения нефти; спекулятивные нефтяные шоки.

JEL: C32; E32; F41; Q43

The impact of global economic activity, oil supply and speculative oil shocks on the Russian economy

Information about the authors:

Lomonosov Daniil — Russian Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., 117517, Moscow, Russian Federation), junior research fellow; daniil329@gmail.com;

Polbin Andrey — Russian Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., 117517, Moscow, Russian Federation), head of the laboratory; Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetny per., 125009, Moscow, Russian Federation), deputy head of the international laboratory; Ph.D.; apolbin@gmail.com;

Fokin Nikita — Russian Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., 117517, Moscow, Russian Federation), research fellow; fokinikita@gmail.com;

Abstract

In this work we build a Bayesian vector autoregression model to estimate the impact of global economic activity shocks, supply shocks in the global oil market, as well as speculative oil shocks on key macroeconomic variables of the Russian economy: GDP, household consumption, fixed capital investment, import, export, real effective exchange rate, real wages and income, MIACR interest rate and GDP deflator. The model uses real oil prices, the index of global economic activity, oil production and oil inventories as exogenous variables. The model parameters are estimated for the period from Q1 1999 to Q4 2019. The dynamics of four exogenous variables is described using a separate external vector autoregression model, which is estimated over an extended time period from Q1 1974 to Q4 2019 in order to more accurately estimate its parameters and identify shocks. Shocks are identified based on the approach proposed in [Kilian, Murphy, 2014], which uses sign restrictions and restrictions on the price elasticities of oil demand and oil supply. According to estimates of impulse responses, such variables as real household consumption, imports, and the exchange rate respond positively and statistically significantly to all three shocks leading to an increase in oil prices. However, a shock to global economic activity has a stronger impact. With an increase in oil prices for real GDP, investment and exports a stable and statistically significant positive impact is observed only when this price increase is due to a shock to global economic activity. The work also estimates a forecast error variance decomposition and a historical decomposition of the domestic variables by shocks, which indicate the prevailing role of shocks in global economics activity in the dynamics of Russian macroeconomic variables.

Key words: Russian economy; oil prices; GDP; consumption; investment; exchange rate; export; global economic activity shock; oil supply shock; speculative oil demand shock.

1.Введение

Мировые цены на нефть являются важнейшим фактором внешнеэкономических условий для российской экономики. Цены на нефть рассматривались в качестве ключевой детерминанты реального обменного курса рубля (см., например: [Гурвич и др., 2008; Скроботов, Фокин, 2018; Сосунов, Ушаков, 2008; Сосунов, Шумилов, 2005]), номинального обменного курса рубля (см., например: [Аганин, Пересецкий, 2018; Божечкова и др., 2020; Полбин, Шумилов, 2020; Шульгин, 2018]), реального ВВП РФ (см., например:

[Дробышевский и др., 2018; Синельников-Мурылев и др., 2014; Rautava, 2004]), потребления домохозяйств и валового накопления основного капитала (см., например: [Ломиворотов, 2015; Зубарев, Рыбак, 2020; Полбин, 2017; Шоломицкая, 2017]) и др. Традиционно в отечественных экономических исследованиях при анализе влияния изменений мировых цен на нефть на российскую экономику не рассматриваются причины, по которым происходят данные изменения. Цены на нефть же являются эндогенной переменной на мировом рынке и определяются в рамках взаимодействия различных факторов со стороны спроса и предложения. В свою очередь в зависимости от фактора изменения цен на нефть соответствующее влияние на отечественные макроэкономические переменные может отличаться, как с качественной, так и с количественной точки зрения, что необходимо учитывать при сценарном прогнозировании, построении макроэкономических моделей и проведении денежно-кредитной и фискальной политики.

В последние годы в зарубежной литературе активно развиваются исследования по изучению факторов, обуславливающих изменение мировых цен на нефть, и анализу влияния соответствующих изменений мировых цен на нефть в зависимости от фундаментальных факторов на динамику макроэкономических переменных отдельных экономик. Основное внимание в литературе уделяется трем факторам: изменениям мировой деловой активности, которые приводят к сдвигу кривой спроса на все сырьевые товары, поскольку они являются фактором производства, изменениям в предложении нефти странами-нефтеэкспортерами, а также спекулятивным шокам спроса на рынке нефти (см., например: [Baumeister, Hamilton, 2019; Kilian, 2009; Peersman, Van Robays, 2009]).

Увеличение нефтяных цен при прочих равных условиях для российской экономики влечет за собой рост реального валового внутреннего дохода (ВВД), то есть рост покупательной способности произведенного выпуска: за тот же физический объем экспортируемой нефти возможно приобрести больше импортных товаров и направить их на расширение потребления и инвестиций (и, наоборот, при снижении нефтяных цен будет наблюдаться снижение реального ВВД). Увеличение агрегированного спроса экспортирующей нефть экономики в связи с ростом реального дохода при достаточно реалистичных предпосылках будет стимулировать увеличение спроса на все товары, в том числе неторгуемые, которые в меньшей степени конкурируют с импортом чем торгуемые, и, соответственно, возможно увеличение производства сектора неторгуемых товаров, сопровождаемое ростом их относительных цен (укрепление реального обменного курса). Увеличение относительных цен неторгуемых товаров, а также первичный рост цен нефти, будет увеличивать доходность инвестирования и, соответственно, стимулировать накопление капитала в секторе производства неторгуемых товаров, секторе добычи нефти, а также в смежных секторах. При этом в рамках эффекта голландской болезни из-за укрепления реального обменного курса и увеличения реальных заработных плат в экономике возможно снижение объема производства торгуемых товаров, как ориентированных на экспорт, так и на внутреннее потребление.

Однако, если увеличение цен на нефть вызвано ростом мировой деловой активности, который обуславливает увеличение мирового спроса не только на нефть, но и на другие экспортируемые российской экономикой товары, например металлы, эффект голландской болезни возможно в той или иной степени элиминировать. Рост спроса на экспортируемые товары помимо нефти будет приводить к росту цен этих товаров, что может компенсировать увеличение издержек производства из-за роста заработных плат в экономике. Напротив, если цены на нефть увеличиваются по причине других шоков на мировом рынке, то данное

удорожание нефти наоборот может охладить уровень мировой деловой активности из-за роста издержек производства, что, в свою очередь, может усугубить проблему голландской болезни для российской экономики. Также при изменении цен на нефть по причине различных шоков экономические агенты могут по-разному формировать ожидания относительно будущей динамики цен на нефть. Например, рост цен на нефть в связи с ростом мировой деловой активности может трактоваться как долговременный, а в связи со спекулятивным шоком как кратковременный, что, в свою очередь, может влиять на оценку изменения величины перманентного дохода экономическими агентами в связи с изменением нефтяных цен.

Целью настоящей работы является систематизация зарубежного опыта идентификации шоков на мировом рынке нефти и оценка актуальной эконометрической модели для экономики Российской Федерации на основе байесовских эконометрических методов, позволяющих оценить влияние идентифицированных шоков на достаточно большой набор макроэкономических показателей. Наша работа близка к [Polbin et al., 2020], где также оценивался вклад нефтяных шоков в флуктуации российских макропеременных, однако в более компактных моделях. В работе [Polbin et al., 2020] идентифицируется только два шока (шок мировой деловой активности и прочие шоки на мировом рынке нефти) в векторной авторегрессии (VAR) с двумя переменными (цены на нефть и индекс мировой деловой активности). В настоящей же работе мы используем более продвинутую методологию [Kilian, Murphy, 2014] с идентификацией трех шоков в модели с четырьмя переменными, которая будет описана далее. Также в работе [Polbin et al., 2020] проводилась оценка влияния идентифицированных шоков только на реальный ВВП, реальный валютный курс рубля и на реальные процентные ставки. Мы же проводим оценку влияния на больший набор переменных и с использованием более актуальных данных. В работе [Fang, You, 2014] идентифицировались все три шока, но анализировалось их влияние только на доходность фондового индекса РФ. При этом использовался иной подход идентификации – по Холецкому.

Работа построена следующим образом. Во втором разделе представлен обзор литературы по тематике исследования, в третьем разделе описывается методология исследования, в четвертом разделе приводятся результаты эконометрического анализа.

2. Обзор литературы

При анализе влияния шоков нефтяных цен на экономику традиционным до конца 2000-ых годов являлся подход, в рамках которого цены на нефть экзогенно включались в эконометрические модели. На данную тему в литературе представлен большой пласт работ, как по анализу влияния цен на нефть на экономику США, так и на европейские и другие экономики. Одной из первых может считаться работа [Hamilton, 1983], в которой автор заметил, что всем кроме одной рецессиям в США с 1948-го года предшествовал сильнейший рост нефтяных цен и пытался ответить на вопрос, являлись ли произошедшие нефтяные шоки причиной рецессий. Ввиду того, что экономика США являлась нетто-импортером нефти, повышение цен может замедлять рост выпуска за счет удорожания производства.

Гамильтон формулирует три гипотезы. Первая состоит в том, что корреляция между повышением цен на нефть и последующим наступлением рецессии является совпадением. Вторая – в том, что между данными события присутствует некоторая эндогенная переменная. В рамках третьей гипотезы автор хотел понять, было ли сильное повышение нефтяных цен причиной рецессий. В работе используется модель [Sims, 1980], которая содержит шесть переменных: ВНП и безработицу, дефлятор доходов несельскохозяйственного сектора,

почасовая заработная плата на работника и импортные цены, а также агрегат M1. Наличие связи между ценами на нефть и данными показателям выявляется на основе теста Грейнджера на причинность [Granger, 1969]. В рамках VAR модели Симса гипотеза об отсутствии причинности цен на нефть на ВНП отвергается. Для цены на нефть причинными по Грейнджеру оказываются импортные цены, которые при этом не объясняют динамику ВНП, тем самым единственный эндогенный для цен на нефть показатель импортных цен не подтвердил вторую гипотезу.

В результате автор приходит к выводу, что скорее всего имеет место связь между рецессиями и ростом нефтяных цен в США и мало оснований утверждать, что данная связь носит случайный характер. Также автор посчитал, что на рассмотренном периоде вряд ли существует какая-то третья переменная, ответственная за одновременный рост нефтяных цен и за наступление рецессий. Тем самым, делается вывод, что рост цен на нефть оказывает прямое негативное влияние на экономику США. При этом тезис об экзогенности нефтяных цен прямо не высказывается. Несмотря на то, что статистических свидетельств в пользу эндогенности нефтяных цен получено не было, Гамильтон высказывает мнение, что падение реальной цены на нефть, например, за счет инфляции не могло остаться без соответствующей реакции со стороны производителей и регулирующих органов. Экзогенными, же по мнению автора, являются происходящие в рассматриваемый период шоки нефтяных цен, которые в большинстве своем возникали из-за нестабильной экономико-политической ситуации на ближнем востоке, а также ввиду ряда других событий, например, забастовок работников нефтяной и угольной промышленности.

Выводы Гамильтона в каком-то смысле опровергает работа [Romer, Romer, 1989], в которой авторы, анализируя практически тот-же временной период, приходят к выводу, что рецессиям в экономике США предшествовали шоки денежно-кредитной политики. Отметим, что Гамильтон допускал наличие и других негативных факторов, вызывавших спады выпуска США, помимо роста цен на нефть. В работах [Dotsey, Reid, 1992; Hoover, Perez, 1994] авторы приходят к выводу, что подход Ромеров имеет ряд существенных недостатков, главным из которых является, как раз отсутствие учета нефтяных цен. В рамках моделей с одновременным включением, как шоков цен на нефть, так и шоков монетарной политики, последние не оказывают значимого влияния на объем промышленного производства и безработицу.

Для экономики – нетто-импортера нефти может иметь место еще один косвенный канал, по которому увеличение нефтяных цен оказывает негативное влияние на выпуск. Рост цен на нефть является повышением импортных цен, что приводит к росту инфляции, в ответ на который Центральный банк повышает процентную ставку, тем самым сокращая внутренний спрос. В работе [Bernanke et al. 1997] рассматривалась VAR модель, в рамках которой авторы продемонстрировали, что если бы ФРС не повышал ставку в ответ на повышения нефтяных цен, то замедлений темпов роста выпуска можно было бы в значительной степени избежать. Похожие идеи несколько ранее высказывались в работе [Bohi, 1989]. При этом Бернанке, Гертлер и Ватсон утверждали, что действия ФРС могут полностью элиминировать последствия шоков нефтяных цен, с чем не согласились Гамильтон и Херрера в своей работе [Hamilton, Herrera, 2004]. В данном исследовании авторы утверждают, что в модели [Bernanke et al. 1997] влияние нефтяных цен на выпуск в США сильно недооценено за счет недостаточного количества лагов. По мнению авторов в случае увеличения глубины запаздываний в модели, что более согласовано с предыдущими

исследованиями, нельзя сделать вывод, что политика ФРС смогла бы препятствовать сокращению выпуска.

В другой своей работе [Hamilton, 2003] Гамильтон исследует нелинейность реакции ВВП США в ответ на различные изменения нефтяных цен, предполагая, что, возможно, обычная линейная модель является неверно специфицированной. Автор приводит свидетельства в пользу того, что реакция ВВП США на рост нефтяных котировок, сильнее, чем при их падении. Автором рассматривается ARX модель из четырех лагов темпов роста ВВП и четырех лагов темпов роста цен на нефть, а также модель GARCH из работы [Lee et al., 1995]. Автор делает вывод, что цены на нефть могут являться не лучшей переменной для моделирования шока нефтяных цен и предлагает использовать фиктивные переменные экзогенных шоков цен на нефть, аналогично, например, работе [Hoover, Perez, 1994], в которой переменной присваивается единица в моменты сильного роста цен.

Кроме экономики США, в ряде исследований также рассматривалось влияние шоков нефтяных цен на другие крупнейшие экономики [Bohi, 1989; Kilian, 2005; Peersman, 2005]. В статье [Kilian, 2005] автор изучал реакции выпусков и уровней цен стран большой семерки на выборке 1971-2004 гг. на основе ARX моделей, и пришел в целом к аналогичному с вышеупомянутыми трудами об экономике США выводам о том, что сильный рост цен на нефть оказывает негативное влияние на выпуск. По расчетам автора, наибольшее сокращение выпуска приходится на второй год после шока. Кроме влияния на темпы роста ВВП, также рассматривалось влияние нефтяных цен на инфляцию, которая, согласно полученным результатам, быстрее реагирует на произошедший шок (пик приходится на 3-4 квартала после шока). Наиболее сильная реакция цен наблюдается в Германии, Японии и Канаде.

В работе [Peersman, 2005] анализируется влияние шоков цен на нефть для 17 стран с помощью векторных авторегрессий с нулевыми и знаковыми ограничениями. Автор концентрирует внимание на замедлении мировой экономики в окрестности 2000-го года и приходит к выводу, что его причиной является реализация сразу нескольких шоков, а именно: отрицательных шоков предложения, агрегированных расходов и положительного шока нефтяных цен. При этом вклад нефтяного шока достаточно сильно разнится в зависимости от схемы идентификации.

В вышеупомянутых работах нефтяные шоки рассматривались, как правило, как экзогенный шок предложения нефти. С конца второй мировой войны (с этого момента начинал рассмотрение Гамильтон [Hamilton, 1983]) нефтяной рынок характеризовался большой нестабильностью. Конфликты и войны на ближнем востоке, а также напряженные отношения США и ОПЕК в 1970-ых приводили к сокращению объемов нефти на мировом рынке и повышению цены. При этом шоки на других энергетических рынках, также могли оказывать влияние на нефтяные цены. Гамильтон [Hamilton, 1983, Table 1] приводит следующую классификацию сильных нефтяных шоков с 1947 по 1981 год. 1947-1948 гг. – недостаточность прошлых инвестиций в производственные мощности и транспортную инфраструктуру в послевоенный период, снижение добычи угля в результате сокращения рабочей недели, Европейская реконструкция после войны. 1952-1953 гг. – национализация в Иране, забастовки работников добывающей промышленности, позиция Техасской железнодорожной комиссии по импорту. 1956-1957 гг. – Суэцкий кризис. 1969 – сокращение резервов в США, забастовки работников нефтяной промышленности. 1970 – разрыв Транс-Арабского нефтепровода, сокращение производства в Ливии, рост цен на уголь, вызванный забастовками работников угледобывающей промышленности, ростом экспорта угля из США и законодательными инициативами в области экологии. 1973-1974 гг. – эмбарго ОПЕК,

стагнация промышленности США. 1978-1979 – Иранская революция. 1980-1981 гг. Ирано-Иракская война, прекращение регулирование цен на нефтепродукты.

Тенденция к сокращению выпуска США в результате сильных нефтяных шоков продолжилась и после рассматриваемого периода Гамильтоном. В работе [Barsky, Kilian, 2004] рассматривается период с 1973 до начала 2000-ых годов. Авторы в дополнение к части периода, рассмотренного Гамильтоном, упоминают в качестве сильных нефтяных шоков 1990-ый год, в котором произошло вторжение в Кувейт со стороны Ирака, а также 1999-ый год – в котором произошел сильный рост нефтяных цен, как результат встречи ОПЕК. При этом, как и в [Kilian, 2005], авторы уделяют большое внимание влиянию нефтяных шоков в том числе на инфляцию, помимо выпуска.

Таким образом, на момент 2005-го года в академической литературе был принят некоторый консенсус о том, что экзогенные и резкие увеличения цен на нефть, вызванные в большинстве своем событиями на ближнем востоке, оказывают негативное влияние на экономику США [Hamilton, 1983; Bohi, 1989; Hoover, Perez, 1994; Bernanke et al. 1997; Hamilton, 2003; Hamilton, Herrera, 2004; Kilian, 2005; Peersman, 2005], а также европейские и другие крупные экономики, импортирующие нефть [Bohi, 1989; Kilian, 2005; Peersman, 2005].

Кардинально другой подход к анализу нефтяных шоков предложил Килиан в работе [Kilian, 2009]. Автор высказал мнение о том, что важнейшим фактором является первопричина шока, и при определенных условиях рост цен на нефть может положительно влиять на импортирующую нефть экономику, в частности США. Кроме того, автор ставит под сомнение строгую экзогенность нефтяных цен, допуская “обратную причинность” со стороны макропоказателей США на цены на нефть. К примеру, Гамильтон [Hamilton, 1983] обнаружил, что импортные цены в США являются причинными для нефтяных цен. В работе Килиана рассматривались три различных шока на нефтяном рынке: два шока спроса на нефть и шок предложения. Один из шоков спроса является шоком глобального спроса на энергоресурсы, вызванным ростом мировой деловой активности. Второй шок спроса – является специфическим для нефтяного рынка, в рамках которого за счет опасений в доступности будущих поставок вырастает спрос на нефть.

В статье рассматривается структурная VAR модель на месячных данных для мирового нефтяного рынка из трех переменных: темпов роста добычи нефти, логарифма реальной цены на нефть и логарифма индекса глобальной реальной деловой активности на рынке промышленных сырьевых товаров. Подход к составлению последнего показателя предложен в этой же работе. Данный индекс основан на динамике стоимости морских перевозок промышленных сырьевых товаров, таких как зерно, масличные семена, удобрения, уголь, железная руда, металлы. Такой подход обуславливается идеей о том, что при росте мировой деловой активности растет спрос на грузоперевозки и следовательно их стоимость. Автор подчеркивает, что конструируемый индекс отражает непосредственно мировую активность на рынке промышленных сырьевых товаров. Подробнее о недостатках и преимуществах данного индекса, см. [Kilian, 2009].

В VAR модели нефтяного рынка используется простая схема рекурсивной идентификации, в которой шок предложения нефти в момент реализации шока оказывает влияние на все переменные модели. Шок глобального спроса оказывает мгновенное влияние на реальную деловую активность и цены на нефть, а специфический шок спроса на нефть изменяет только цену на нефть в момент реализации шока. Предполагается что, краткосрочная (в рамках периода, равного одному месяцу) кривая предложения нефти оказывается вертикальной и ее движение происходит за счет шоков предложения. Движения

кривой спроса происходят за счет двух шоков спроса. Шок предложения рассматривается как непредсказуемое увеличение мировой добычи нефти. При этом предполагается, что объем добычи не реагирует на шок спроса хотя бы в тот же месяц, но может реагировать после. Последняя предпосылка мотивируется достаточно медленной реакцией нефтедобывающих стран на шок спроса по причине наличия издержек увеличения добычи и неопределенности в будущей ситуации на рынке. Доля возмущений в уравнении реальной деловой активности, которая не может быть объяснена шоками предложения, будет являться глобальными шоками спроса. Рост реальной цены на нефть за счет специфичного для нефтяного рынка шока спроса не приводит к падению мировой деловой активности в тот же месяц. Данная предпосылка обуславливается эмпирическими закономерностями между реальной ценой на нефть и, например, выпуском в США. Действительно, лаг в реакции ВВП (или ВНП) в США на рост нефтяных цен наблюдался в работах [Hamilton, 2003; Kilian, 2005]. Инновации в уравнении реальной цены на нефть, которые не объясняются шоками предложения и глобального спроса, являются специфическим шоком спроса на нефть. Данный шок отвечает за изменения в спросе, вызванными опасениями игроков рынка в доступности будущих поставок. Впрочем, есть еще ряд потенциальных интерпретаций, которые автор находят менее подходящими. Динамика реальных цен на нефть, вызванных данным шоком, сильно коррелирует с показателем предупредительного спроса на основе фьючерсных цен [Alquist, Kilian, 2010].

В статье [Kilian, 2009] производится декомпозиция реальных цен на нефть на периоде начиная с эмбарго ОПЕК в 1973-ом году и заканчивая 2007-ым годом. Период 2000-2007 гг. представляется крайне интересным для российской экономики. В данный временной промежуток цены на нефть очень быстро росли и в 2007-ом году приближались к своим пиковым значениям. В результате автор получил результаты, согласно которым с 1973-го года основной детерминантной вариации нефтяных цен были шоки глобального спроса и шоки специфического спроса, а не предложения, как было принято считать ранее. Шоки глобального спроса вызывают длительные и плавные подъемы и падения цены на нефть, а специфичные шоки спроса – кратковременные и резкие.

Таким образом, автор представил абсолютно другой взгляд на события на ближнем востоке, приводившие к считавшимся ранее шоками предложения нефти. В рамках предыдущего подхода учета экзогенных нефтяных цен в моделях не рассматривалось влияние ожиданий агентов относительно будущей ситуации на рынке. Например, автор рассматривает период Иранской революции, как специфический шок спроса, а именно рост предупредительного спроса за счет опасений в доступности будущих поставок. Данный шок может моментально и сильно изменять цену на нефть. К слову, бурный рост цен на нефть в период 2000-2007 гг. объясняется ростом мировой деловой активности.

Кроме модели нефтяного рынка автор также рассматривает влияние идентифицированных шоков на экономику США. Автор рассматривает простые регрессионные модели для темпов роста ВВП и инфляции с включением экзогенных структурных шоков модели нефтяного рынка. Первоначально значения шоков усредняются из месячных в квартальные и включаются в уравнения с 12 лагами (начиная с текущего значения). Собственные лаги темпов роста ВВП и инфляции в регрессиях не участвуют. Согласно полученным оценкам, шоки предложения отрицательно влияют на выпуск и слабо влияют на инфляцию. Шоки глобального спроса оказывают слабое положительное влияние на ВВП США в первый год. То есть несмотря на прямой эффект удорожания импорта, данный шок оказывает стимулирующее влияние за счет роста мировой деловой активности. В

прочем, в долгосрочной перспективе выпуск сокращается. Данный шок также приводит к увеличению инфляции. Шоки специфического спроса отрицательно влияют на выпуск и ускоряют рост цен. Таким образом, даже в импортирующей нефть экономике, такой как США, выпуск может в краткосрочной перспективе расти при росте нефтяных цен, если данный рост вызван положительным шоком мировой деловой активности.

Относительно работы [Kilian, 2009] и последующих модификаций предложенной модели до сих ведутся множественные дискуссии на тему методов идентификации шоков нефтяного рынка. В ряде работ авторами рассматривался подход знаковых ограничений и исследовалось влияние нефтяных шоков на макроэкономические показатели Еврозоны [Peersman, Van Robays, 2009]. Дополнительно к Еврозоне и США в работе [Peersman, Van Robays, 2012] рассматривались еще три крупные экономики, а именно Япония, Австралия и Канада. Авторы предполагали, что в результате шока предложения нефти (отрицательного) увеличивается цена на нефть, и уменьшается реальная деловая активность и объемы добычи. Глобальный шок спроса вызывает рост всех показателей, а специфический шок спроса на нефть увеличивает добычу нефти и ее цену, и снижает реальную деловую активность. В более ранней работе [Peersman, Van Robays, 2009] авторы показали, что аналогично работе [Kilian, 2009], для европейских экономик также важна первопричина изменения нефтяных цен, как для самих макроэкономических показателей, так и для решений денежно-кредитной политики, принимаемых ЕЦБ в ответ на шок. Например, авторы отмечают, что в результате шока предложения нефти ускорение инфляции в США происходит за счет эффекта переноса импортных цен в издержки производителей, когда в Еврозоне рост инфляции происходит за счет роста заработных плат. Также авторами наблюдалась различная реакция ЕЦБ и ФРС на происходящие шоки, в том смысле, что ЕЦБ в большей степени склонен сглаживать колебания цен, а не выпуска.

В работе [Kilian, Murphy 2012] тестировался подход знаковых ограничений для идентификации шоков. В работе авторы показали, что одних знаковых ограничений [Peersman, Van Robays, 2009; Peersman G., Van Robays, 2012] для идентификации недостаточно, так как зачастую непротиворечивая ограничениям модель дает неадекватные эластичности кривой предложения и отклика реальной деловой активности. Авторы предложили подход смешанной идентификации – на основе знаковых ограничений и ограничений на значения краткосрочных эластичностей и величины импульсных откликов. На основе смешанной процедуры авторы получили весьма близкие результаты к работе [Kilian, 2009].

В [Baumeister, Peersman, 2013] рассматривалась VAR модель с меняющимися во времени параметрами и стохастической волатильностью. Аналогично работе [Kilian, 2009], модель нефтяного рынка состояла из трех шоков: общего спроса и специфического спроса, а также шока предложения. В работе авторы произвели попытку измерить меняющиеся во времени эластичности кривых спроса и предложения нефти, для чего использовался подход идентификации на основе знаковых ограничений на импульсные отклики и ограничений на краткосрочные эластичности спроса по цене и предложению. Авторы сделали вывод, что возросшая волатильность цен на нефть в последнее время является результатом снижения ценовой эластичностей кривых спроса и предложения.

Продолжением идей работы [Kilian, 2009; Kilian, Murphy 2012] является работа [Kilian, Murphy, 2014] в которой к ранее используемым трем переменным добавляется переменная нефтяных запасов. Данная переменная включается в модель с целью моделирования спекулятивной компоненты нефтяных цен. При этом идентификация в

модели мирового рынка нефти, также как и в [Kilian, Murphy 2012], производится на основе знаковых ограничений и ограничений на величину краткосрочных ценовых эластичностей и импульсного отклика на шок предложения. К положительному изменению переменной мировых запасов нефти приводит шок спекулятивного (специфического) спроса. Влияния шоков предложения и мирового спроса на запасы нефти предполагается неизвестным. Согласно полученным результатам, вариация запасов объясняется на 29% спекулятивным шоком спроса и на 26% шоком предложения в краткосрочной перспективе. Кроме того, авторы пытаются понять, являлся ли бурный рост цен в 2003-2008 гг. результатом реализации спекулятивных шоков спроса, и приходят к выводу, что, как и в [Killian, 2009], основным драйвером цен на нефть в данный период являлся глобальный шок спроса на энергоресурсы, сопровождаемый ростом мировой деловой активности. В [Baumeister, Peersman, 2013] авторы отмечали, что спекулятивная компонента цен на нефть сокращалась с 1980-го года.

Анализ роли подобных структурных нефтяных шоков проводился и для экспортирующих нефть стран, например, для Канады в работе [Charnavoki, Dolado, 2014]. Для страны, которая экспортирует нефть, повышение цены является улучшением условий торговли и должно оказывать положительное влияние. Авторами используется подход знаковых ограничений для идентификации структурных шоков нефтяного рынка. Ограничения на знаки, как и ограничения на ценовые эластичности, аналогичны [Kilian, Murphy 2012]. Также рассматривалась рекурсивная идентификация [Kilian, 2009]. Согласно результатам авторов, шок глобального спроса и специфический нефтяной шок оказывают благоприятное воздействие на торговый баланс и обменный курс, но при этом второй шок вызывает голландскую болезнь. Шок глобального спроса, напротив, увеличивает объем производства во всех рассматриваемых отраслях экономики.

При моделировании нефтяного рынка критически важным оказывается подход к идентификации шоков и оценке краткосрочных эластичностей спроса и предложения нефти по цене. Различные способы оценки приводят к различным выводам о том, какие шоки превалируют в динамике нефтяных цен. Как было сказано ранее, в начале 2010-ых годов в литературе возникла обширная дискуссия, которая продолжается по сей день. В работе [Kilian, 2009] ценовая эластичность предложения строго приравнивалась к нулю. В работах [Kilian, Murphy 2012; Kilian, Murphy, 2014] помимо знаковых ограничений также устанавливалось ограничение на величину эластичности предложения нефти по цене. По мнению авторов она не должна превышать 0.0258. Данное ограничение было выведено из следующих рассуждений. Во время вторжения Ирака в Кувейт добыча нефти в обеих странах существенно упала (на 71% и 95% соответственно), но вместе с этим цена на нефть возросла более чем на 45%. Килиан и Мерфи подсчитали, что в остальном мире, в непосредственно незадействованных в конфликте странах, производство нефти увеличилось на 1.17%. Используя процентное изменение добычи нефти в мире (за исключением Ирака и Кувейта) и цены на нефть, они получили представленное выше значение эластичности.

В более поздней литературе были предложены альтернативные способы к оценке краткосрочных эластичностей. В работе [Anderson, et al., 2018] авторы предлагают рассматривать нефтяной рынок с помощью классической модели Хоттелинга. На основе модели общего равновесия авторы показывают, что предложение нефти неэластично по цене в краткосрочном периоде, если изменение уровня добычи несет большие издержки. Близкий результат получили в работе [Newell, Prest, 2019], в которой предлагается микроэкономический подход к оцениванию. Оценка квартальной краткосрочной эластичности составила 0.017, при этом оказалась статистически значимой на 5% уровне. При

анализе авторы используют данные по всем нефтедобывающим регионам США. При этом для производителей сланцевой нефти данная эластичность оказывается статистически незначимой. В работе [Bjørnland et al., 2019] был получен отличный результат от работы [Newell, Prest, 2019]. Авторы получили высокую (0.1) и статистически незначимую оценку месячной эластичности предложения сырой нефти по ценам. При этом точечная оценка эластичности предложения сланцевой нефти по цене составила 0.7. В работе [Kilian, 2020] автором ставится вопрос о корректности эконометрической методологии работы [Bjørnland et al., 2019]. В работе [Bjørnland et al., 2019] строилась регрессия темпов роста добычи на темп роста спотовой цены и первую разность разности логарифмов спотовой цены и 3-месячной фьючерсной цены. При этом гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 10% уровне значимости уровня второго показателя, то есть в модели вероятно присутствует передиференцированный временной ряд. Кроме того, спотовая и фьючерсная цены оказываются сильно коррелированными (корреляция около 0.98), что приводит к мультиколлинеарности, и, как следствие, большим стандартным ошибкам. Килиан замечает, что большой разницы для оценок эластичности между использованием фьючерсной и спотовой цен не будет, однако не очевидно, зачем использовать в регрессии оба показателя сразу.

В работе [Caldara et al, 2019] предлагается способ оценки ценовой эластичности предложения с помощью метода инструментальных переменных. Авторы используют данные по большому количеству нефтедобывающих стран и конструируют следующий инструмент для оценки. Авторами вручную для каждой страны строится переменная, отражающая экзогенные изменения в нефтедобыче во всех остальных странах. Под экзогенными подразумеваются изменения в нефтедобыче, связанные с войнами, забастовками и т. д. На первом шаге авторы оценивают регрессию темпа роста цены на данный инструмент и рассчитывается внутривыборочный прогноз темпа роста цены. На втором шаге оценивается регрессия темпа роста добычи на полученный внутривыборочный прогноз темпа роста цены. Килианом [Kilian, 2020] к данной работе также высказывается несколько замечаний. В частности, результаты оказываются неустойчивы к способам формированию инструмента. Если формировать инструментальную переменную без событий 1990, на основе которых было получено ограничение эластичности в [Kilian, Murphy 2012], то инструмент оказывается слабым, согласно F-тесту. Кроме того, авторы работы [Caldara et al, 2019] при расчете значений инструментальной переменной рассматривают как периоды, когда добыча изменялась на не менее, чем 2% от мировой, так и при менее существенных изменениях добычи. Во втором случае инструмент также оказывается слабым. Кроме того, оценки достаточно сильно изменяются при исключении из рассмотрения Объединенных Арабских Эмиратов, и высказываются сомнения в экзогенности инструмента (см. подробнее [Kilian, 2020]).

В работе [Baumeister, Hamilton, 2019] предлагается байесовский подход к оценке эластичностей в виде наложения специфического априорного распределения на структурные параметры модели. В данной работе авторы дискутируют с работой [Kilian, Murphy 2012] относительно величины эластичности предложения по цене и способах ее оценки. В [Baumeister, Hamilton, 2019] авторы рассматривают различные варианты информативных априорных распределений и получают большие точечные оценки эластичности предложения от 0.11 до 0.15, что в несколько раз больше ограничения [Kilian, Murphy, 2014]. При этом, по мнению [Baumeister, Hamilton, 2019], события 1990 годов можно было рассматривать и с другого ракурса. Перед вторжением президент Ирака Саддам Хусейн угрожал применением

военной силы в отношении тех арабских стран, которые не снизят добычу нефти, что, по всей видимости, повлияло на решение об ощутимом снижении добычи Арабскими Эмиратами. Тогда, если полагать, что ситуация на нефтяном рынке в ОЭА связана с вторжением, то при расчетах стоит нивелировать и ее изменение добычи. Это приведет к оценке величины эластичности примерно в два раз большей значения 0.0258. С другой стороны, в работе [Kilian, 2020] подчеркивается, что существует как минимум две причины, по которым данный подход неубедителен. Первая – согласие Арабских Эмиратов снизить добычу нефти на встрече ОПЕК за несколько дней до речи президента Ирака. Вторая – отсутствие прямых границ у государств, в результате чего у Ирака не было возможности эффективно перебросить войска в ОЭА. Помимо этого, Килиан и Мерфи [Kilian, Murphy, 2014] отмечают, что модель тестировалось на робастность результатов, вплоть до значения эластичности в 0.1 и, в целом, полученные оценки были робастны. Непосредственно эластичность в модели рассчитывается как отношение соответствующих элементов структурной матрицы (реакции производства нефти и цены на нефть) в ответ на шок спроса и спекулятивный шок.

При этом в этих подходах несколько отличаются определения эластичности. В [Baumeister, Hamilton, 2019] предполагается, что эластичность предложения по цене как изменение уровня добычи при росте цены на нефть за счет расширения внешнего спроса при отсутствии, как других структурных шоков, так и при неизменности других переменных модели (мировой деловой активности и запасов). В [Kilian, Murphy, 2014] эластичность предложения рассчитывалась как изменение добычи в ответ на рост нефтяных цен при нулевых прочих структурных шоках модели, но переменные мировой деловой активности и запасов могли изменяться, что, вероятно, является более логичным.

Таким образом, дискуссии относительно подходов к оценке моделей мирового нефтяного рынка ведутся и по сей день. В литературе сложился некоторый консенсус относительно используемых переменных и набора шоков, но вопрос об оценке ценовой эластичности является ключевым и наиболее обсуждаемым в настоящий момент.

3. Методология

Для оценки роли структурных нефтяных шоков для динамики российских макроэкономических переменных нами последовательно формируется две модели: модель мирового нефтяного рынка и модель экономики РФ соответственно. В рамках предпосылки о малой открытой экономике переменные модели мирового нефтяного рынка предполагаются экзогенными для отечественных макроэкономических показателей. Это позволяет нам описывать динамику переменных в рамках отдельной VAR модели, и оценивать ее на более широком отрезке времени, с первого квартала 1974 года по четвертый квартал 2019 года, тем самым использовать больше данных для более точной оценки параметров модели и идентификации структурных шоков. В работе Килиана и Чжоу [Kilian, Zhou, 2020] рекомендуется использование как можно более продолжительных временных рядов при моделировании мирового рынка нефти, и мы следуем данной рекомендации в настоящем исследовании. Модель же для России оценивается на периоде с первого квартала 1999 года по четвертый квартал 2019 года, то есть на данных после трансформационного спада и кризиса 1998 года.

При построении модели для нефтяного рынка мы в большей степени опираемся на цикл работ [Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017], используя априорное нормальное обратное распределение Вишарта (diffuse Gaussian-inverse Wishart prior) [Inoue, Kilian, 2013; Kilian, Murphy, 2014]. В приведенной форме модель выглядит следующим образом:

(1) $$X_t = C + \sum_{i=1}^{8} A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

где в качестве переменных вектора X выступают темпы прироста мировой добычи нефти, показатель реальной деловой активности, предложенный Килианом [Kilian, 2009; Kilian, 2019] и логарифм реальной цены на нефть, C – вектор констант.

В отличие от [Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017], мы не используем сезонные дамми, а производим сглаживание непосредственно перед оцениванием с помощью процедуры X-12-ARIMA в Eviews. В работе вместо месячных данных, которые достаточно часто используются при моделировании нефтяного рынка, мы применяем квартальные данные, при этом сохраняя временные промежутки для лагов и накладываемых ограничений. При семплировании из апостериорного распределения потенциально может быть получено множество противоречивых моделей, что приводит к искажению полученных результатов. Чтобы сузить апостериорную выборку наиболее подходящих структурных моделей с содержательной точки зрения, нами будут накладываться знаковые ограничения на функции импульсного отклика, как статические, так и динамические, а также ограничения на эластичности предложения и спроса по цене на нефть. Для выделения вклада фундаментальных шоков нефтяного рынка сначала приведем модель (1) к структурной форме:

(2) $$D_0 X_t = D_0 C + \sum_{i=1}^{8} D_0 A_i X_{t-i} + D_0 \varepsilon_t$$

или

(3) $$D_0 X_t = C^* + \sum_{i=1}^{8} A_i^* X_{t-i} + w_t$$

где D_0 – структурная матрица, w_t – вектор ортогональных инноваций (т.е. $D_0 \varepsilon_t = w_t$). Тогда

(4) $$\Sigma = (D_0' D_0)^{-1}$$

Для получения структурных матриц, мы будем использовать, как и в работе [Kilian, Murphy, 2014], методологию наложения знаковых ограничений, рассмотренную в работе [Rubio-Ramirez et al., 2010]. В отличие от распространенного разложения Холецкого подход идентификации с помощью знаковых ограничений имеет ряд преимуществ. С помощью него можно отказаться от предпосылки, что в нулевой момент времени некоторые структурные шоки не влияют на часть эндогенных переменных (в силу треугольной формы структурной матрицы при разложении Холецкого), а также задать знак реакции переменных на фундаментальные инновации на любом временном горизонте.

Предполагается, что ковариационную матрицу шоков VAR модели в приведенной форме, оцененной обычным МНК, можно разложить следующим образом:

(5) $$\Sigma = (D_0' Q' Q D_0)^{-1}$$

Матрица D_0 может быть получена с помощью разложения Холецкого, а матрица Q является продуктом QR разложения матрицы K, в которой все элементы имеют стандартное нормальное распределение.

Теперь оценим модель на основе заданного прайора и получим из апостериорного распределения необходимое нам число сэмплов (в случае модели нефтяного рыка, прайор – нормальное и обратное распределение Вишарта).[1] Для каждого сэмпла (набора оценок коэффициентов и ковариационной матрицы из апостериорного распределения):

1. Устанавливаем число генераций матриц K.[2]
2. Генерируем матрицу K.
3. Рассчитываем структурную матрицу и функции импульсных откликов.
4. Если полученные реакции импульсных откликов удовлетворяют заданным нами по направлению знака, то принимаем данный сэмпл со структурной матрицей, иначе возвращаемся к пункту 2.

По завершению процедуры получаем распределение структурных моделей, удовлетворяющих знаковым ограничениям.

С помощью знаковых ограничений (таблица 1) производится идентификация трех структурных шоков на нефтяном рынке: шока предложения, шока мировой деловой активности (мирового спроса), спекулятивного шока спроса.

Таблица 1

Знаковые ограничения в модели нефтяного рынка

	Шок предложения	Шок мировой деловой активности (мирового спроса)	Спекулятивный шок
Добыча нефти	Отрицательно	Положительно	Положительно
Реальная активность	Отрицательно	Положительно	Отрицательно
Реальная цена на нефть	Положительно	Положительно	Положительно
Прокси мировых запасов	Не определено	Не определено	Положительно

Негативный шок предложения снижает объемы добычи нефти и, соответственно, увеличивает цену на нефть, что отрицательно воздействует на реальную мировую деловую

[1] Поскольку при оценке МНК используемая нами спецификация имеет корни близкие к единичным, мы производим проверку на стабильность сэмплированных моделей. Однако, т.к. модели с крайне близкими к единичным по значению корнями могут частично обладать негативными свойствами, присущими нестабильным VAR, мы отбрасываем сэмпл, исходя из ограничения $\det(I_n - \sum_{i=1}^{8} A_i L^i) = 0, \forall L \left|L\right| \le 1.01$, вместо $\det(I_n - \sum_{i=1}^{8} A_i L^i) = 0, \forall L \left|L\right| \le 1$, где L – корни уравнения.

[2] Обычно для всех наборов оценок коэффициентов и ковариационной матрицы устанавливается одно и то же число итераций.

активность из-за увеличения издержек производства. Положительный шок мировой деловой активности, который ведет к увеличению индекса мировой деловой активности, приводит к увеличению спроса на все товары, в том числе на нефть, что ведет к ее удорожанию, что, в свою очередь, стимулирует увеличение объема добычи. Спекулятивный шок спроса, связанный с изменением ожиданий о будущей динамике нефтяных цен, идентифицируется как шок, который одновременно ведет как к росту запасов нефти, так и к росту цен на нефть. Так, экономические агенты, ожидая рост цен в будущем, будут увеличивать спрос на нефть сейчас, увеличивая запасы нефти, чтобы продать ее в будущем. Данные рост спекулятивного спроса на нефть будет приводить к увеличению цен на нефть, что, в свою очередь, будет стимулировать добычу нефти. Мировая деловая активность же будет снижаться из-за увеличения издержек производства. Модель является линейной, и положительные и отрицательные шоки будут иметь симметричное влияние относительно нуля. Несмотря на то, что переменных в модели 4, мы ограничиваем себя идентификацией трех шоков, как и в оригинальной работе [Kilian, Murphy, 2014], а вклад прочих неидентифицированных шоков будет содержаться в остаточной компоненте. Также следуя работе [Kilian, Murphy, 2014], знаковые ограничения из таблицы 1 для шока предложения накладываются на горизонте в 1 год, для других шоков только для момента реализации шока.

Несмотря на то, что знаковые ограничения достаточно хорошо сужают набор подходящих по заданным критериям моделей, они не являются панацеей. В апостериорной выборке может все еще присутствовать существенное количество неудовлетворительных моделей, наличие которых может приводить к “раздутию” (расширению границ) доверительных интервалов и выбору нереалистичных моделей, несогласующихся с имеющимися теоретическими представлениями о моделируемых объектах [Kilian, Murphy, 2012]. Наложение ограничений на величину эластичностей (или на соотношение параметров в модели), является одним из способов смягчения последствий данной проблемы [Kilian, Murphy, 2012].

При анализе и моделировании нефтяного рынка предполагается, что краткосрочная эластичность предложения по цене достаточно мала (близка к нулю) [Hamilton, 2009; Kilian 2009; Kilian, Murphy, 2012; Melolinna, 2012; Inoue, Kilian, 2013; Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017]. Связано это может быть, например, с отсутствием дополнительных значительных мощностей [Hamilton, 2009] или достаточно высокими издержками изменения текущего производства [Kilian 2009]. Мы следуем [Inoue, Kilian, 2013; Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017], предполагая, что эластичность предложения по цене не превышает 0.0258.

Несколько иным способом рассчитывается эластичность спроса по цене, т.к. потребленный объем нефти состоит из двух компонент – добытой нефти в текущий момент времени за вычетом изменения запасов нефти. Более подробный расчет данного показателя представлен в приложении к работе [Kilian, Murphy, 2014]. Как и в работе [Kilian, Murphy, 2014] мы полагаем резонным, что краткосрочная эластичность спроса по цене на нефть ниже, чем долгосрочная [Sweeney, 1984]. Ориентируясь на данное положение, а также на эмпирические оценки долгосрочных эластичностей спроса по цене на бензин [Hausman, Newey, 1995; Yatchew, No, 2001] и нефть [Javan, Zahran, 2015], аналогично Килиану и Мерфи [Kilian, Murphy, 2014], мы устанавливаем значение эластичности использованной нефти в интервале от -0.8 до 0.

Для экономики РФ мы формируем следующую модель BVARX(4):

$$Y_t = C_{RF} + \sum_{i=1}^{4} Z_{RF,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} A_{RF,i} X_{t-i} + dv_t + u_t \quad (7)$$

где в число эндогенных реальных переменных (Y) входят: ВВП, потребление, инвестиции, дефлятор ВВП, МИАКР, экспорт, импорт, средние зарплаты и доходы, а также реальный эффективный валютный курс. Все переменные (кроме МИАКР и реального эффективного валютного курса) сезонно сглажены, с помощью процедуры X-13 ARIMA в EViews и взяты в лог разностях (кроме МИАКР). В экзогенную компоненту входят все переменные из модели нефтяного рынка с текущим значением и четырьмя лагами (X), константа (C_{RF}) и дамми переменная (v), сигнализирующая о наличии структурного сдвига в экономике России в окрестности кризиса 2008 года, в рамках которого фаза экономического развития с устойчиво высокими темпами роста сменилась фазой с низкими темпами роста. В качестве даты сдвига используется 3 квартал 2007 года, оценка которого получена в работе [Полбин, Скроботов, 2016]. Выборка охватывает период с первого квартала 1999 года по четвертый квартал 2019 года.

Сформулированная нами модель получается достаточно объемной. Чтобы избежать “проклятья размерности”, мы будем использовать байесовскую векторную авторегрессию (BVAR), с априорным распределением Миннесота [Litterman, 1986]. Его суть заключается в следующем. Предполагается, что все эндогенные переменные подчиняются некоторому AR(1) процессу. Также вводится предпосылка, что переменные априорно не связаны между собой и не зависят от экзогенных переменных. Рассмотрим более подробно сформулированную нами BVAR модель (см. уравнение 7):

$$C_{RF} = \begin{pmatrix} c_{RF1} \\ c_{RF2} \\ \vdots \\ c_{RF10} \end{pmatrix}, \; Z_{RF,i} = \begin{pmatrix} z_{RF,1,1,i} & \cdots & z_{RF,1,10,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{RF,10,1,i} & \cdots & z_{RF,10,10,i} \end{pmatrix},$$

$$A_{RF,i} = \begin{pmatrix} a_{RF,1,1,i} & \cdots & a_{RF,1,4,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{RF,10,1,i} & \cdots & a_{RF,10,4,i} \end{pmatrix}, \; d = \begin{pmatrix} d_1 \\ d_2 \\ \vdots \\ d_{10} \end{pmatrix} \quad (8)$$

где C_{RF} – матрица констант, $Z_{RF,i}$ – матрицы коэффициентов перед лагами глубины i эндогенных переменных, $A_{RF,i}$ – матрицы коэффициентов перед лагами глубины i экзогенных переменных.

Тогда, с учетом выбранного прайора, параметры при лагах эндогенных переменных имеют следующее априорное распределение:

$$z_{RF,ij,s} \sim N(z, \sigma^2_{Z_{RF,ij,s}}), \text{ если } i = j, s = 1,$$
(9)
$$z_{RF,ij,s} \sim N(0, \sigma^2_{Z_{RF,ij,s}}) \text{ иначе,}$$

где z – априорное значение коэффициента AR(1) процесса, которому априорно следуют используемые в модели ряды.

Априорные значения дисперсий коэффициентов при эндогенных переменных $\sigma^2_{Z_{RF,ij,s}}$ задаются следующим образом:

$$\sigma^2_{Z_{RF,ij,s}} = \left(\frac{\lambda_1}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i = j,$$
(10)
$$\sigma^2_{Z_{RF,ij,s}} = \left(\frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2}\right)\left(\frac{\lambda_1\lambda_2}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i \neq j,$$

где s – номер лага, λ_1 – гиперпараметр всеобщего стягивания, который корректирует величину дисперсии, λ_2 – гиперпараметр кросс-переменной дисперсии, который регулирует дисперсию у параметров вне главной диагонали матриц $Z_{RF,i}$, λ_3 – гиперпараметр, который регулирует скорость снижения дисперсии по отношению к коэффициентам более поздних лагов переменной. σ_i^2 и σ_j^2 – МНК оценки остаточных дисперсии авторегрессий переменных i и j соответственно.

Априорное распределение на коэффициенты при экзогенных переменных (включая дамми) и константы:

$$c_{RF,i} \sim N(0, \sigma^2_{cda_i}),$$
(11)
$$a_{RF,ij,s} \sim N(0, \sigma^2_{cda_i}),$$
$$d_i \sim N(0, \sigma^2_{cda_i}),$$

где значение априорной дисперсии задается $\sigma^2_{cda_i}$, как:

(12)
$$\sigma^2_{cda_i} = \sigma_i^2 \left(\lambda_1\lambda_4\right)^2$$

где λ_4 – гиперпараметр, регулирующий вариацию коэффициентов при экзогенных переменных.

Мы используем наиболее общепринятые рекомендуемые значения гиперпараметров: $\lambda_1 = 0.2$, $\lambda_2 = 0.5$, $\lambda_3 = 2$. Величина λ_4, как правило, изменяется от 100 до 100000 Подобные значения гиперпарметров использовались, например, в [Canova, 2007]. Мы используем промежуточную меру $\lambda_4 = 1000$. Схожая спецификация априорной

ковариационной матрицы коэффициентов использовалась в работе [Ломоносов и др., 2020] для формирования модели российской экономики. Значение гиперпараметра $AR(1)$ коэффициента мы устанавливаем на значении 0.5.

4. Эмпирические результаты

На рисунке 1 представлены функции импульсного отклика переменных в оцененной модели мирового нефтяного рынка на структурные шоки, на рисунке 2 представлена оценка исторической декомпозиции цен на нефть по трем идентифицированным шокам. В работе [Kilian, Murphy, 2014] данная модель оценивалась на месячных данных и на более коротком временном отрезке с февраля 1973 года по август 2009 года. Расчеты же на квартальных данных и оценивание с использованием более актуальных данных дают очень близкие результаты к оригинальной работе (для удобства сопоставления графики построены в том же формате, что и в работе [Kilian, Murphy, 2014]), что свидетельствует об устойчивости рассматриваемой модели. При идентификации знаковые ограничения были не наложены только на влияние шоков мировой деловой активности и шоков предложения на динамику запасов. Примечательно, что полученные оценки функций импульсного отклика по запасам согласуются с экономической логикой: при росте нефтяных цен из-за увеличения мирового спроса или из-за сокращения мирового предложения нефти запасы сокращаются в ожидании, что в будущем цены на нефть будут более низкими.

Наиболее важным для колебаний цен на нефть оказывается шок мировой деловой активности. Так, согласно импульсным откликам, шок мировой деловой активности в одно стандартное отклонение приводит к наибольшему отклику цен на нефть, а также в исторической ретроспективе шоки мировой деловой активности обуславливали наибольшую вариацию в наблюдаемой динамике реальных нефтяных цен. Примечательно, что бурный рост мировых цен на нефть начиная с 2003 года до 2008 года обуславливался, в основном, улучшением в мировой деловой активности, то есть интенсивным ростом мировой экономики. На данном временном отрезке интенсивно росла и российская экономика, и определенную роль в росте российской экономики мог сыграть расширяющийся спрос со стороны торговых партнеров на все товары отечественного экспорта, не только нефти. Экономические кризисы 2008-2009 гг. и 2014-2015 гг. сопровождались значительным спадом в уровне мировой деловой активности, что обуславливало резкое снижение цен на нефть. Существенную роль в динамике цен на нефть играют спекулятивные шоки, шоки ожиданий относительно будущей динамики фундаментальных переменных. Так, вклад данных шоков был отрицательным как после кризиса 2008-2009 гг., так и после кризиса 2014-2015 гг., что может объясняться наличием высокой неопределенности о будущем экономическом росте. В качестве примера увеличения цен на нефть из-за спекулятивного шока спроса можно привести войну в Персидском заливе в 1990-1991 гг. Некоторый отрицательный вклад в динамику цен на нефть оказывают шоки предложения нефти в окрестности 2015 года, когда наблюдался бум сланцевой нефти в США. Перейдем к анализу влияния шоков на мировом рынке нефти на ключевые макроэкономические показатели РФ.

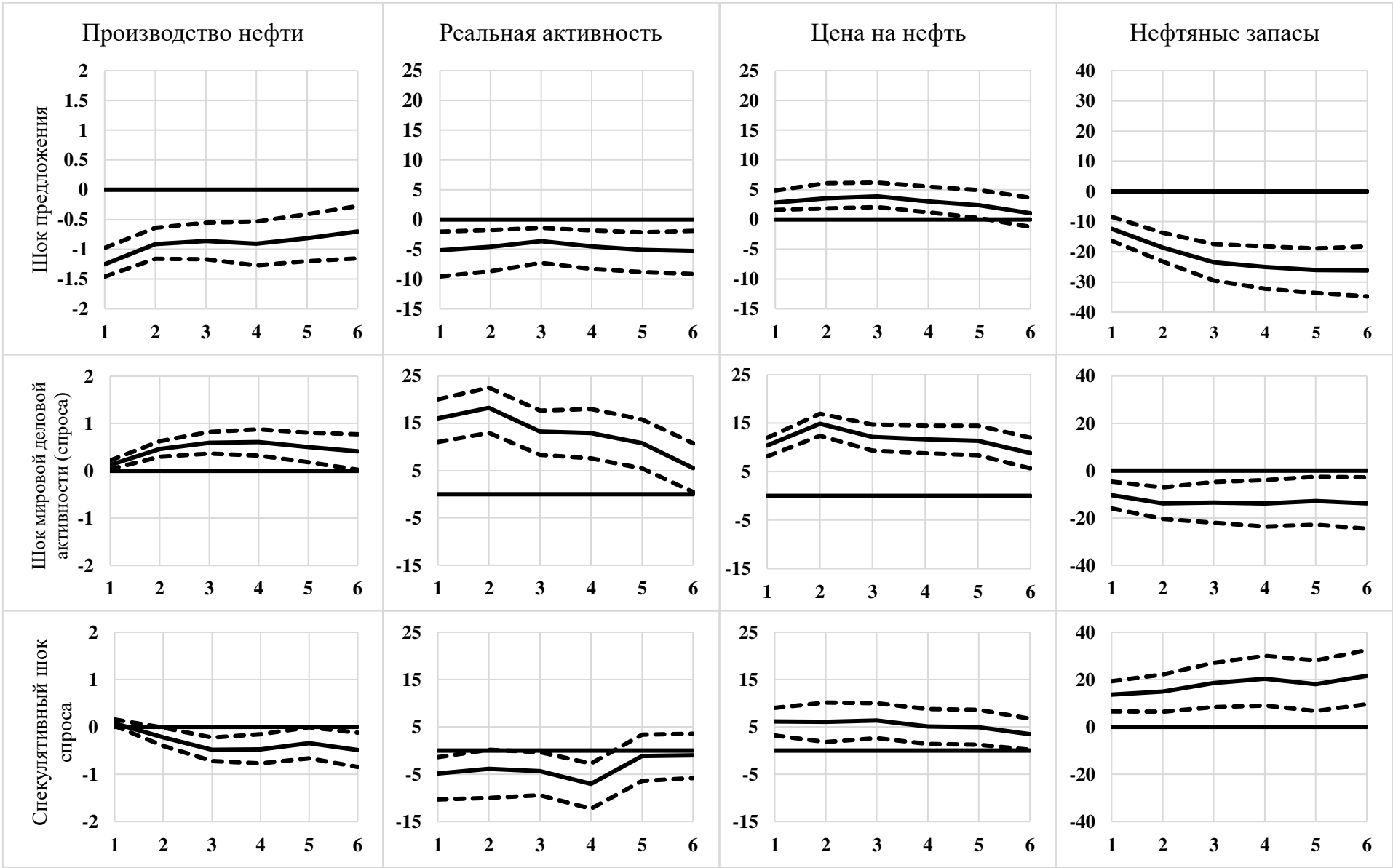

Рис.1. Импульсные отклики нефтяного рынка с 68 процентными доверительными интервалами

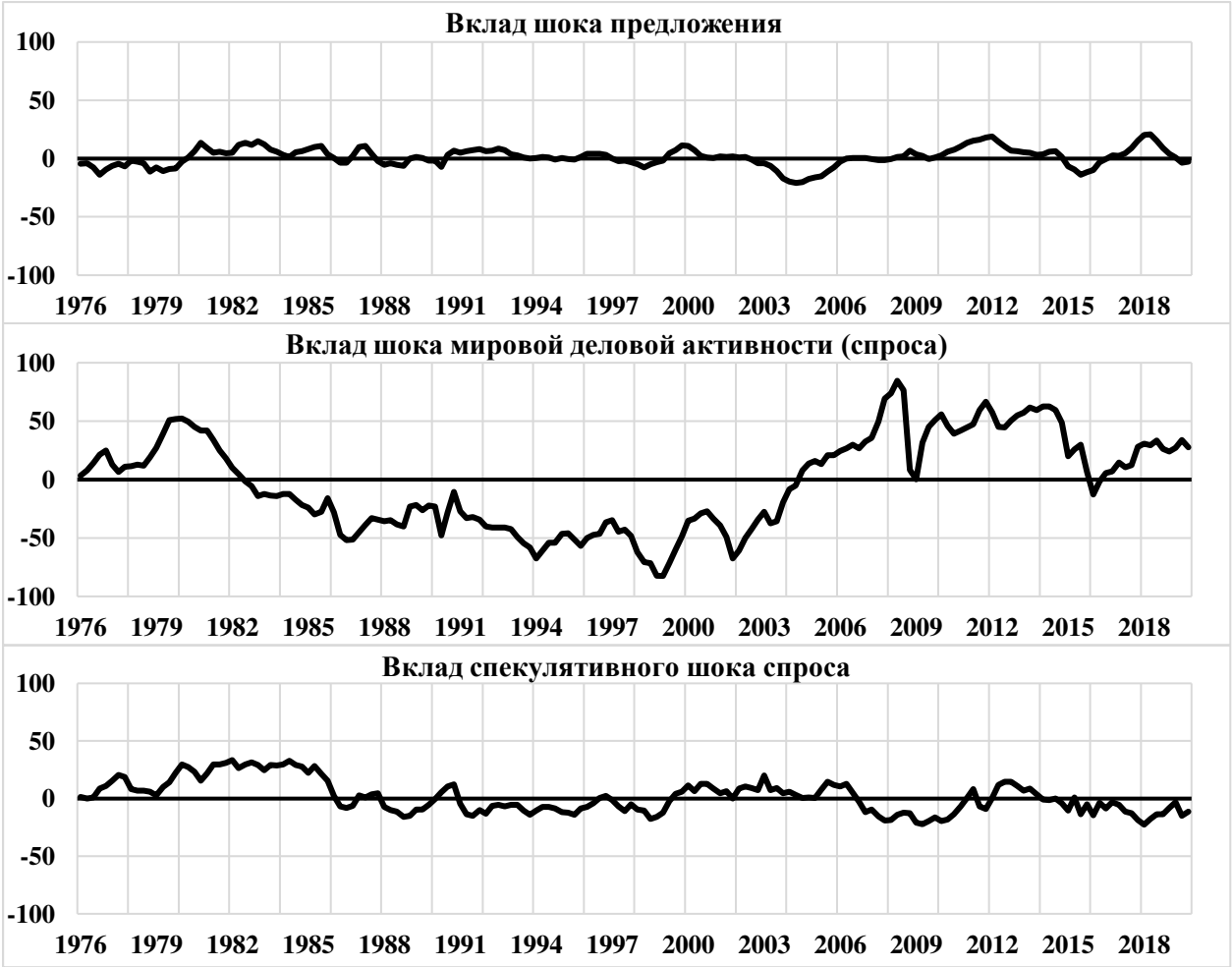

Рис.2. Декомпозиция цены на нефть по шокам

На рисунках 3, 4 и 5 представлены функции импульсного отклика российских макроэкономических переменных на шок предложения нефти, шок мировой деловой активности и спекулятивный шок спроса на нефть. Как следует из графиков, все три шока оказывают положительное статистически значимое влияние на потребление домохозяйств, импорт и реальный обменный курс. В рамках всех трех шоков происходит увеличение цен на нефть, что соответствует притоку валютной выручки в отечественную экономику и, соответственно, укреплению обменного курса. При росте цен на нефть увеличивается реальный валовой внутренний доход (ВВД), характеризующий покупательную способность произведенного выпуска. За выручку от продажи того же физического объема нефти при более высоких ценах на нефть можно приобрести больший объем импортных товаров и направить их на потребление.

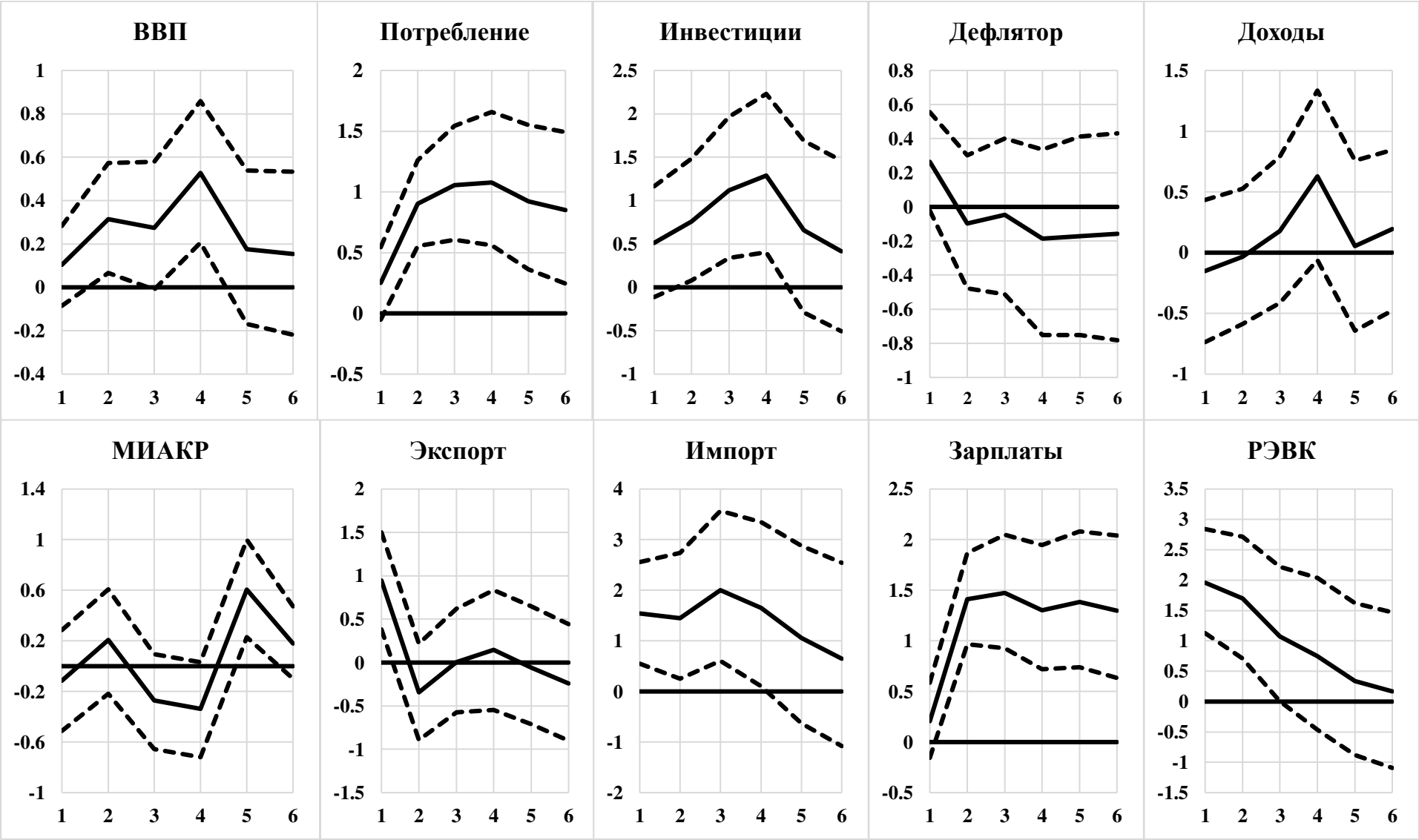

Рис.3. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок предложения нефти с 68 процентными доверительными интервалами

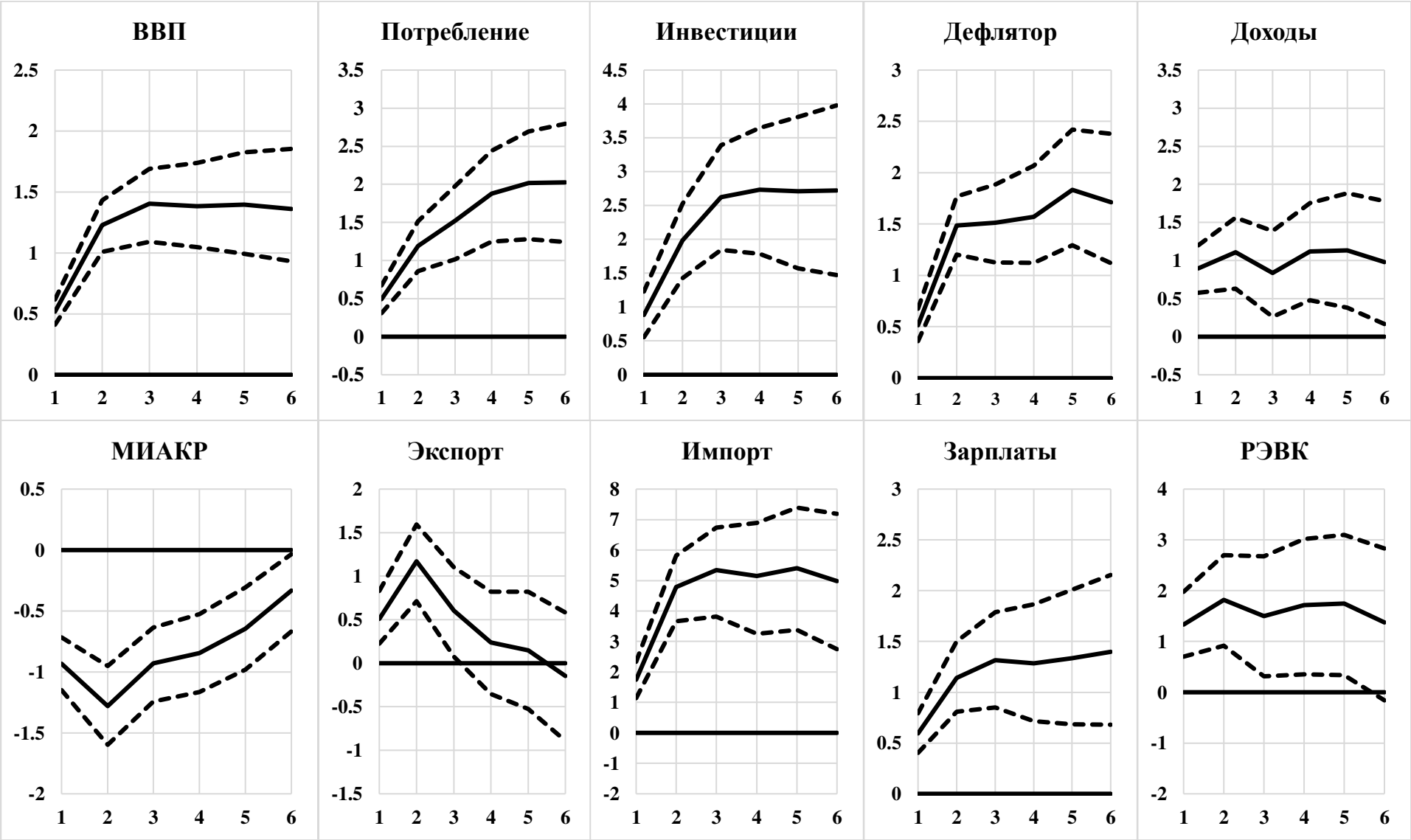

Рис.4. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок мировой деловой активности (спроса) с 68 процентными доверительными интервалами

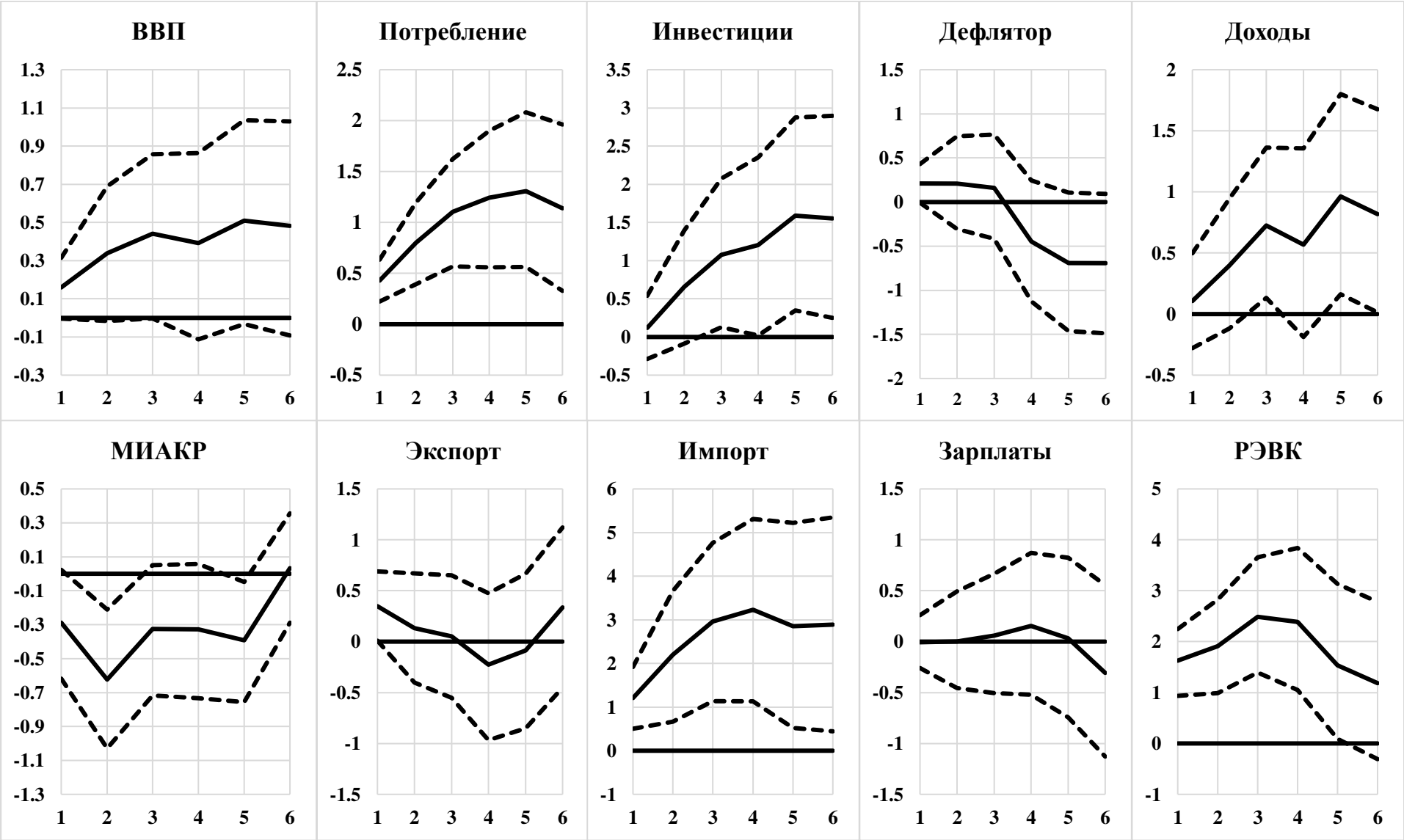

Рис.5. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на спекулятивный шок спроса с 68 процентными доверительными интервалами

Также дополнительную выручку от экспорта нефти можно направить на увеличение инвестиций, однако устойчивое статистически значимое увеличение инвестиций мы наблюдаем только при шоке мировой деловой активности, для других шоков импульсный отклик инвестиций оказывается на гране статистической значимости. При улучшении мировой деловой активности наблюдается устойчивое статистически значимое увеличение реального экспорта. Улучшение ситуации в мировой экономике способствует увеличению спроса на все товары российского экспорта, что, соответственно, приводит к увеличению физобьемов экспортируемой продукции. Когда же цена на нефть увеличивается по причине других шоков и не сопровождается увеличением мирового спроса на товары помимо нефти и нефтепродуктов, увеличения экспорта не наблюдается, по-видимому, из-за низкой эластичности предложения нефти по цене в российской экономике.

В свою очередь, при реализации положительного шока деловой активности мы наблюдаем устойчивое статистически значимое увеличение реального ВВП, для других же шоков импульсный отклик ВВП находится на грани статистической значимости. Как отмечалось выше, положительный шок мировой деловой активности стимулирует увеличение реального экспорта, что напрямую оказывает положительное воздействие на реальный ВВП. Экспортные производства далее могут расширять спрос на инвестиционные товары, что оказывает дополнительный стимулирующий эффект на реальный ВВП. Увеличение данных компонент внутренней деловой активности приводит к увеличению дохода экономических агентов, что способствует более сильному увеличению потребления домохозяйств и, как следствие, увеличению потребительского спроса.

Поскольку в настоящей работе мы используем методологию байесовской векторной авторегрессии, естественным образом может возникнуть критика относительно чувствительности результатов к выбору гиперпараметров априорных распределений. Для анализа робастности результатов мы оценили модель с двумя альтернативными наборами гиперпараметров – более жестким и более мягким, представленными в таблице 2. Результаты оказываются устойчивыми.[3]

Таблица 2

Априорные значения гипперпараметров в моделях, используемых для проверки робастности

Гипперпараметр\ Модель	Используемый прайор	Прайор 1	Прайор 2
AR(1) коэффициент	0.5	0.25	1
λ_1	0.2	0.1	0.4
λ_2	0.5	0.25	1
λ_3	2	1	4
λ_4	10000	100	10000

На рисунках 6 и 7 представлены декомпозиции ошибок дисперсий прогнозов отечественных макроэкономических переменных по шокам. Неидентифицированные шоки на мировом рынке нефти, а также внутренние шоки и прочие внешние шоки, объединяются в «остаточную компоненту». Как показано на рисунках, для всех макроэкономических показателей совместный вклад нефтяных шоков увеличивается по мере увеличения горизонта прогноза. Начиная с 3 квартала совместный вклад нефтяных шоков в дисперсию ошибки прогноза ВВП начинает превышать 50%, по мере увеличения горизонта достигает 75%. Преимущественная роль в декомпозиции ошибки прогноза ВВП отводится шокам мировой деловой активности. На каждом горизонте прогноза совместный вклад шоков на мировом рынке нефти в ошибку прогноза темпов роста потребления домохозяйств оказывается меньше, чем для реального ВВП. Например, на горизонте двух лет нефтяные шоки объясняют чуть меньше 70% дисперсии потребления. Это, конечно, не означает, что потребление домохозяйств слабее зависит от нефтяных шоков. Возможно, что потребление сильнее подвержено прочим шокам, которые неидентифицированы в настоящей работе. Также высок вклад нефтяных шоков, 60-70% на среднесрочном горизонте, в дисперсию ошибок прогноза дефлятора ВВП, импорта, реального валютного курса, реальных заработных плат. Ошибка прогноза инвестиций, экспорта, процентной ставки, доходов на среднесрочном горизонте объясняется нефтяными шоками примерно наполовину.

[3] Функции импульсного отклика при альтернативных наборах гиперпараметров могут быть высланы по запросу.

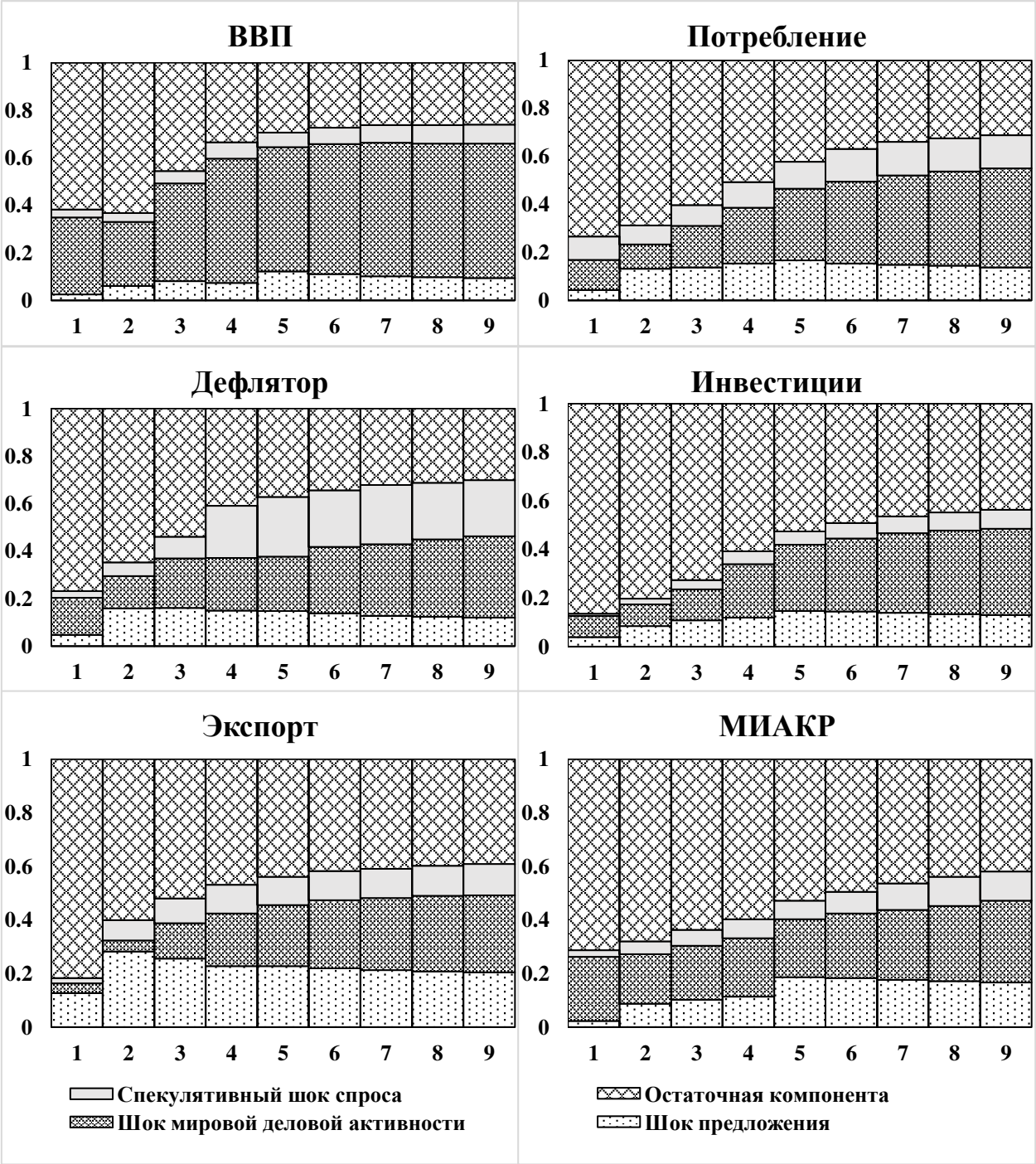

Рис.6. Декомпозиция дисперсии ошибки прогноза в модели для российской экономики для переменных – ВВП, потребление, инвестиции, дефлятор, МИАКР, экспорт

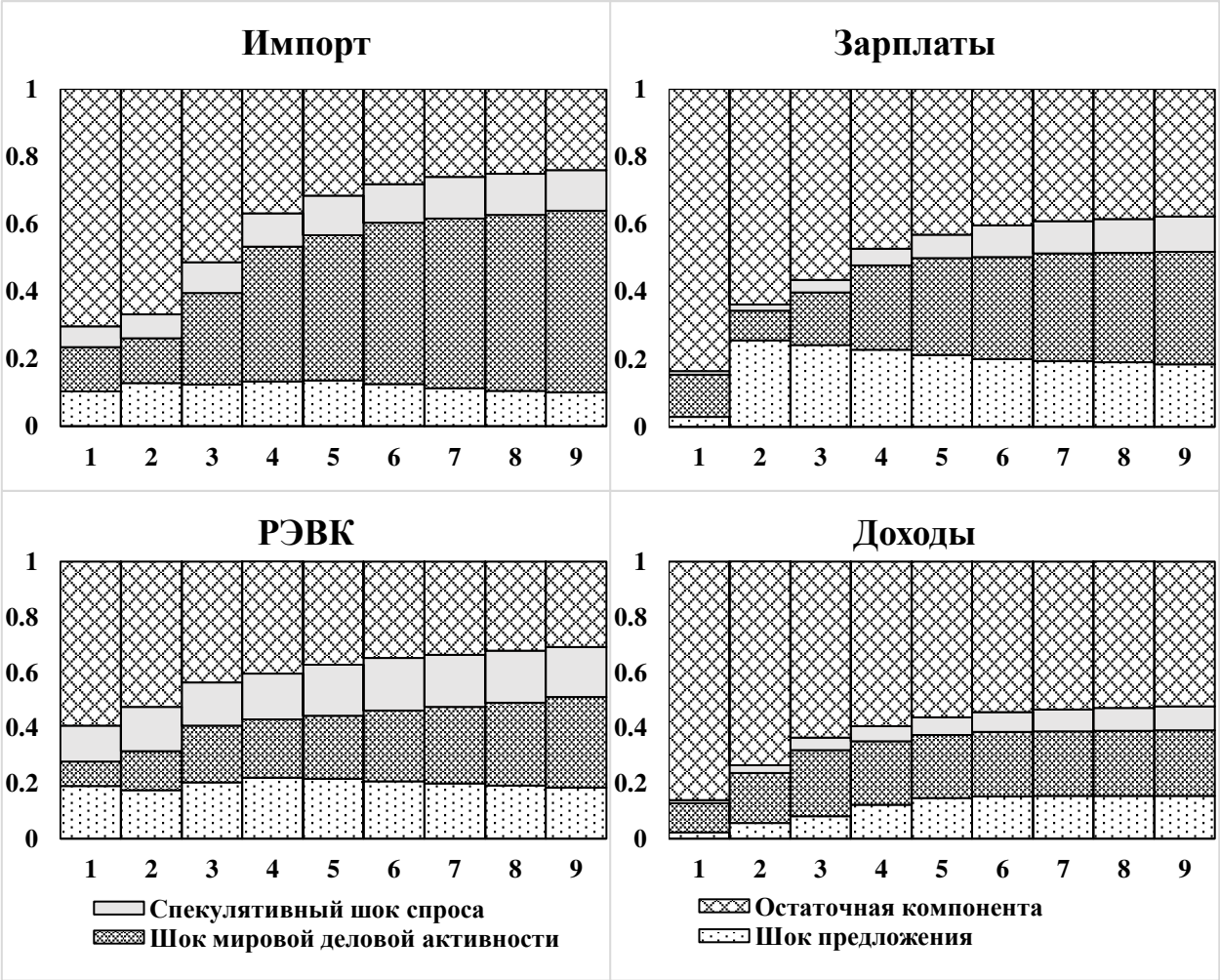

Рис.7. Декомпозиция дисперсии ошибки прогноза в модели для российской экономики для переменных – импорт, зарплаты, доходы, РЭВК

На рисунках 8-12 представлена историческая декомпозиция динамики реальных ВВП, потребления домохозяйств, инвестиций, экспорта и импорта по шокам. «Остаточная компонента» содержит в себе как вклад неидентифицированных шоков, так и детерминированных компонент (константа и дамми на структурный сдвиг). В частности, объяснение большей доли динамики реального ВВП в начале выборки остаточной компонентой обусловлено тем, что до кризиса 2008 года в модели оценивается достаточно высокое значение для свободного члена в регрессии, который определяет безусловные темпы роста реального ВВП. После структурного сдвига, когда долгосрочные темпы роста российской экономики кардинально снизились, роль шоков на мировом нефтяном рынке в объяснении фактической динамики российских макроэкономических рядов существенно увеличилась. В период кризиса 2014-2015 годов, основным драйвером падения является шок мировой деловой активности, который в пик спада составил -1.5%. Совместно со специфическими шоками нефтяного сектора они объясняют практически все снижение ВВП в данном периоде. Этого нельзя сказать о мировом финансовом кризисе 2008-2009 годов, где шоки рынка черного золота в период наибольшего спада, приходящегося на четвертый квартал 2008 года и первый квартал 2009 года, вносят вклад в -3.6% и -3.3%, в то время как непосредственно само падение составило -5.8% и -5.9%. Тем не менее, сам вклад нефтяных шоков во время кризиса 2008-2009 годов оказался большим по сравнению со вкладом во время кризиса 2014-2015 годов. Положительный шок мировой деловой активности достаточно хорошо описывает восстановление экономики после кризиса 2008 года.

Динамика потребления домохозяйств и инвестиций, наоборот, лучше описывается идентифицированными мировыми шоками в окрестности кризиса 2008 года. В его эпицентре вклад шока реальной деловой активности оказал негативный эффект в -2.3% на потребление и -4.7% на инвестиции. Однако, в период кризиса 2014 года, где наблюдается разовое резкое падение, доминирующий эффект оттягивается на неидентифицируемую компоненту, которая снизила потребление на 6.0%. У инвестиций остаточная компонента так же вносит серьезный вклад во втором квартале 2015 года в размере -3.8%. Тем не менее, роль нефтяных шоков остается существенной для инвестиций, составляя -4.3% в первом квартале и -3.2% во втором квартале 2015 года.

Существенная роль неучтенных компонент может объясняться ростом неопределенности в экономике, повышением процентных ставок и сильной девальвацией рубля. Потенциально, девальвация

сыграла ключевую роль в росте реального экспорта, вследствие роста его конкурентоспособности. На рисунке 11 мы можем наблюдать, что вклад остаточной компоненты (предположительно, влияние ослабления национальной валюты) в размере 12.3% буквально вырвал экспорт вверх в начале 2015 года, после ощутимого падения на 5.8% в конце 2014 года, в то время как влияние нефтяных шоков было достаточно скромным. Интересным наблюдением также является тот факт, что, в целом, шок мировой деловой активности не оказывал столь превалирующего эффекта в разложении темпов роста экспорта, за исключением падения на 5.5% и 3.1% в последнем квартале 2008 года и начале 2009 года, а затем последующем оживлении в 4.9%, которое в том числе поспособствовало восстановлению ВВП. Противоположную ситуацию можно наблюдать в декомпозиции импорта (см. рисунок 12), в котором потрясения в мировой деловой активности и нефтяном секторе играют куда более значительную роль. Как и в случае с ВВП, оба кризиса преимущественно описываются шоками рынка черного золота, как и последующий восстановительный рост. Таким образом, нефтяные шоки в совокупности снизили импорт на 10.6% в четвертом квартале 2008 года и на 20.4% в первом квартале 2009 года в то время, как на момент пика кризиса 2014-2016 годов, их вклад составил -11.0%.

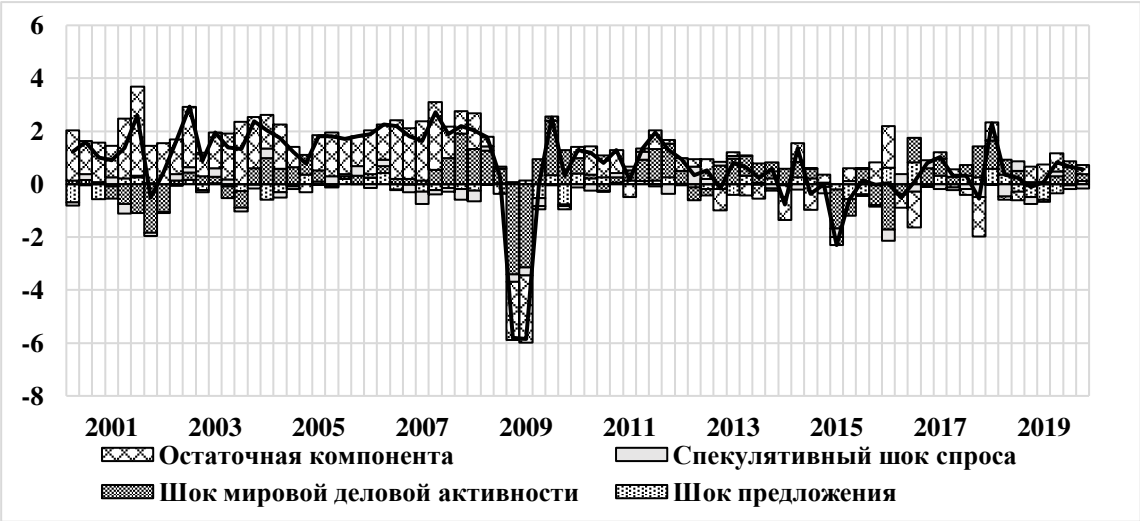

Рис.8. Декомпозиция темпов роста российского реального ВВП

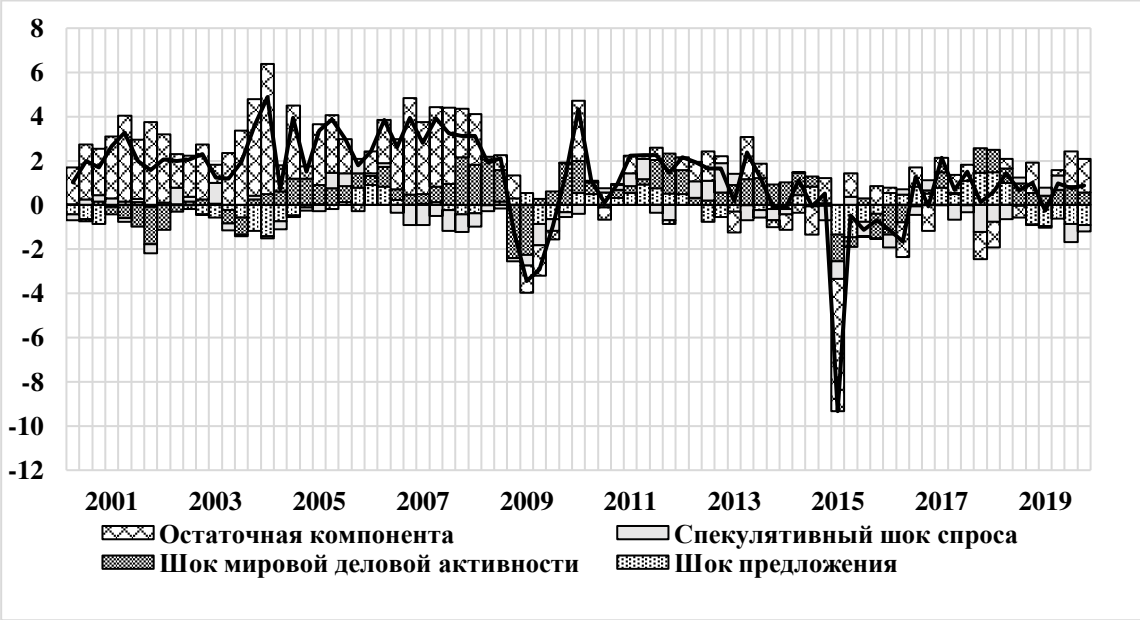

Рис.9. Декомпозиция темпов роста российского реального потребления домохозяйств

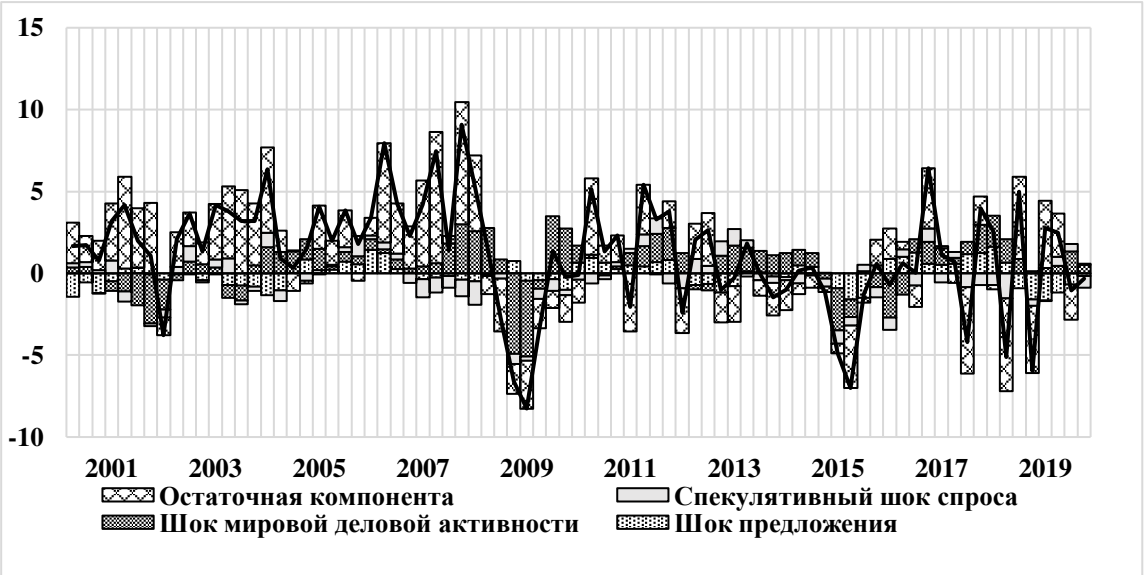

Рис.10. Декомпозиция темпов роста российских реальных инвестиций в основной капитал

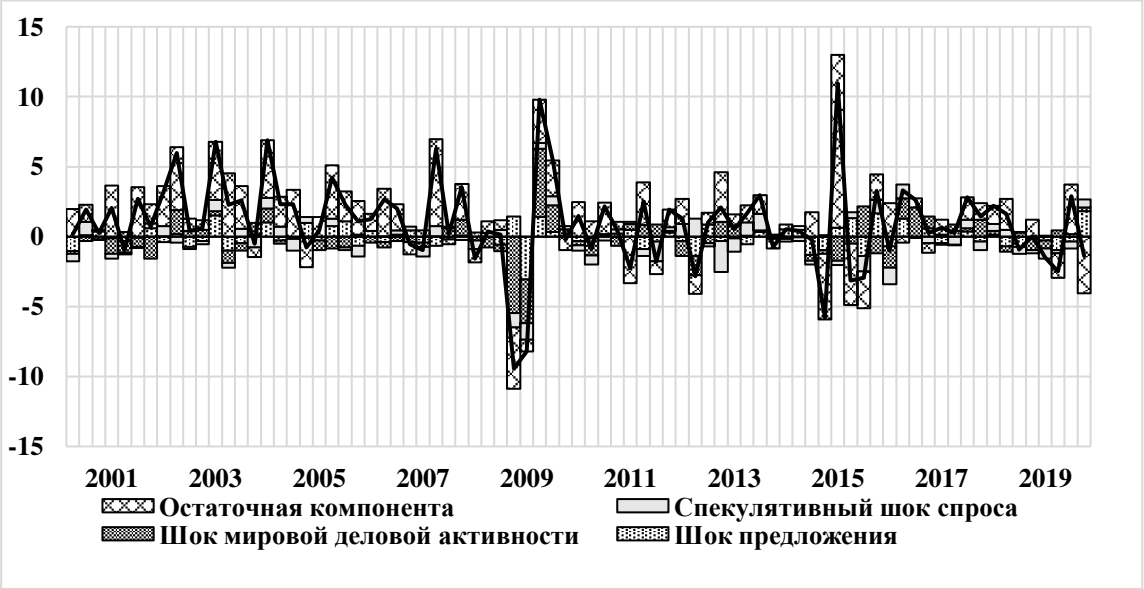

Рис.11. Декомпозиция темпов роста российского реального экспорта

Рис.12. Декомпозиция темпов роста российского реального импорта

6. Заключение

В настоящей работе на основе методологии [Kilian, Murphy, 2014] проведена идентификация трех глобальных шоков, обуславливающих изменения нефтяных цен на мировом рынке: шок мировой деловой активности, шок предложения нефти, спекулятивный шок спроса на нефть, и проанализировано влияние данных шоков на ключевые макроэкономические переменные российской экономики. Во-первых, построены оценки функций импульсного отклика макроэкономических показателей на нефтяные шоки. Во-вторых, построены оценки декомпозиции дисперсии ошибок прогнозов. В-третьих, построены оценки декомпозиции темпов роста макроэкономических показателей в исторической ретроспективе по идентифицированным шокам и прочим факторам, что позволило проанализировать их роль в деловом цикле отечественной экономике. Показано, что наиболее важную роль для российских макроэкономических показателей играют шоки мировой деловой активности. При росте цен на нефть по причине улучшения мировой деловой активности наблюдается статистически значимое устойчивое увеличение большинства анализируемых отечественных переменных. Рост мировой деловой активности позволяет нивелировать эффект голландской болезни и простимулировать увеличение реального экспорта, а также увеличение реального ВВП. При росте цен на нефть по причине других шоков импульсные отклики реального ВВП и реального экспорта, в целом, оказываются статистически незначимы. Потребление домохозяйств, импорт и реальный валютный курс реагируют статистически значимо на все идентифицированные нефтяные шоки, однако при шоке мировой деловой активности реакция оказывается более сильной.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Аганин А. Д., Пересецкий А. А. Волатильность курса рубля: нефть и санкции //Прикладная эконометрика. 2018. Т. 52. С. 5-21.

Божечкова А. В., Синельников-Мурылев С. Г., Трунин П. В. Факторы динамики обменного курса рубля в 2000-е и 2010-е годы //Вопросы экономики. 2020. № 8. С. 5-22.

Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А. Оценка вклада эффекта Балассы-Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля //Вопросы экономики. 2008. № 7. С. 12-30.

Дробышевский С.М., Идрисов Г.И., Каукин А.С., Павлов П.Н., Синельников-Мурылев С.Г. Декомпозиция темпов роста российской экономики в 2007—2017 гг. и прогноз на 2018—2020 гг. Вопросы экономики. 2018. № 9. 5-31

Зубарев А. В., Рыбак К. С. Влияние премии за риск на российские макроэкономические показатели //Экономический журнал Высшей школы экономики. 2020. Т. 24. № 3 С. 391-414.

Ломиворотов Р. В. Использование байесовских методов для анализа денежно-кредитной политики в России //Прикладная эконометрика. 2015. Т. 38. № 2 С. 41-63.

Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями) //Вопросы экономики. 2020. № 10 С. 83-104.

Полбин А. В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок //Вопросы экономики. 2017. № 10. С. 27-49.

Полбин А. В., Скроботов А. А. Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации //Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 4. С. 588-623.

Полбин А. В., Шумилов А. В. Модель зависимости обменного курса рубля от цен на нефть с марковскими переключениями режимов //Экономика и математические методы. 2020. Т. 56. № 4. С. 88-98.

Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999-2014 годах //Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7-37.

Скроботов А. А., Фокин Н. Д. Тестирование асимметричной сходимости реального обменного курса к равновесному во время режима управляемого курса рубля //Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 3. С. 132-147.

Сосунов К. А., Ушаков Н. Ю. Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты //Журнал Новой экономической ассоциации. 2009. № 3-4. С. 97-122.

Сосунов К. А., Шумилов А. В. Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля //Экономический журнал Высшей школы экономики. 2005. Т. 9. № 2. С. 216-229.

Шоломицкая Е. В. Влияние ключевых макроэкономических шоков на инвестиции в России //Экономический журнал Высшей школы экономики. 2017. Т. 21. № 1. С. 89-113.

Шульгин А. Стерилизованные интервенции в форме аукционов валютного репо: VECM-анализ на российских данных //Деньги и кредит. 2018. Т. 77. № 2. С. 68-80.

Alquist R., Kilian L. What do we learn from the price of crude oil futures? //Journal of Applied econometrics. 2010. Vol. 25. № 4. P. 539-573.

Anderson S. T., Kellogg R., Salant S. W. Hotelling under pressure //Journal of Political Economy. 2018. Vol. 126. № 3. P. 984-1026.

Barsky R. B., Kilian L. Oil and the macroeconomy since the 1970s //Journal of Economic Perspectives. – 2004. Vol. 18. № 4. P. 115-134.
Baumeister C., Hamilton J. D. Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks //American Economic Review. 2019. Vol. 109. № 5. P. 1873-1910
Baumeister C., Peersman G. The role of time-varying price elasticities in accounting for Volatility changes in the crude oil market //Journal of Applied Econometrics. 2013. Vol. 28. № 7. P. 1087-1109.
Bernanke B., Gertler M., Watson M. W. Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy: A reply //Journal of Money, Credit, and Banking. 2004. Vol. 36. № 2. P. 287-291.
Bjørnland H. C., Nordvik F. M., Rohrer M. Supply flexibility in the shale patch: Evidence from North Dakota. – 2019.
Bohi D. R. Energy Price Shocks and Macroeconomic Performance: Resources for the Future //Washington, DC. – 1989.
Caldara D., Cavallo M., Iacoviello M. Oil price elasticities and oil price fluctuations //Journal of Monetary Economics. 2019. Vol. 103. P. 1-20.
Canova, F. (2007). Methods for applied macroeconomic research // Princeton university press.
Charnavoki V., Dolado J. J. The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: lessons from Canada //American Economic Journal: Macroeconomics. 2014. Vol. 6. № 2. P. 207-37.
Dotsey M., Reid M. Oil shocks, monetary policy, and economic activity //FRB Richmond Economic Review. 1992. Vol. 78. № 4. P. 14-27.
Fang C. R., You S. Y. The impact of oil price shocks on the large emerging countries' stock prices: Evidence from China, India and Russia //International Review of Economics & Finance. 2014. Vol. 29. P. 330-338.
Granger C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods //Econometrica: journal of the Econometric Society. 1969. Vol. 3. № 3. P. 424-438.
Hamilton J. D. Oil and the macroeconomy since World War II //Journal of political economy. 1983. Vol. 91. № 2. P. 228-248.
Hamilton J. D. What is an oil shock? //Journal of econometrics. 2003. Vol. 113. № 2. P. 363-398.
Hamilton J. D. Understanding Crude Oil Prices //The Energy Journal. 2009. Vol. 30. № 2. P. 179-206
Hamilton J. D. Measuring Global Economic Activity //Journal of Applied Econometrics. 2019. P. 1-11
Hamilton J. D., Herrera A. M. Comment: oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy //Journal of Money, credit and Banking. 2004. Vol. 36. № 2. P. 265-286.
Hausman J. A., Newey W. K. Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss //Econometrica: Journal of the Econometric Society. 1995. Vol. 63. № 3. P. 1445-1476.
Hoover K. D., Perez S. J. Post hoc ergo propter once more an evaluation of 'does monetary policy matter?' in the spirit of James Tobin //Journal of monetary Economics. – 1994. – Vol. 34. – № 1. – P. 47-74.

Inoue A., Kilian L. Inference on Impulse Response Functions in Structural VAR Models //Journal of Econometrics. 2013. Vol. 177. № 1. P. 1-13.
Javan A., Zahran N. Dynamic Panel Data Approaches for Estimating Oil Demand Elasticity //OPEC Energy Review. 2015. Vol. 39. № 1. P. 53-76.
Kilian L. The effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation: Evidence from the G7 countries. – 2005.
Kilian L. Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market //American Economic Review. 2009. Vol. 99. № 3. P. 1053-69.
Kilian L. The Impact of the Fracking Boom on Arab Oil Producers //The Energy Journal. 2017. Vol. 38. № 6. P. 137-160
Kilian L. Measuring Global Real Economic Activity: Do Recent Critiques Hold Up to Scrutiny? //Economics Letters. 2019. Vol. 178. P. 106-110.
Kilian L. Understanding the Estimation of Oil Demand and Oil Supply Elasticities. 2020.
Kilian L., Lee T. K. Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Inventories //Journal of International Money and Finance. 2014. Vol. 42. P. 71-87.
Kilian L., Murphy D. P. Why Agnostic Sign Restrictions are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models //Journal of the European Economic Association. 2012. Vol. 10. № 5. P. 1166-1188.
Kilian L., Murphy D. P. The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil //Journal of Applied Econometrics. 2014. Vol. 29. № 3. P. 454-478.
Kilian L., Zhou X. The econometrics of oil market VAR models. 2020.
Lee K., Ni S., Ratti R. A. Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability //The Energy Journal. – 1995. – Vol. 16. – № 4. P. 39-56.
Litterman R. B. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions — Five Years of Experience// Journal of Business & Economic Statistics. 1986. Vol. 4. №. 1. P. 25-38.
Melolinna, M. Macroeconomic Shocks in an Oil Market VAR// European Central Bank Working Paper Series. 2012. № 1432.
Newell R. G., Prest B. C. The unconventional oil supply boom: Aggregate price response from microdata //The Energy Journal. 2019. Vol. 40. № 3.
Peersman G. What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions //Journal of Applied Econometrics. – 2005. Vol. 20. № 2. P. 185-207.
Peersman G., Van Robays I. Oil and the Euro area economy //Economic Policy. 2009. Vol. 24. № 60. P. 603-651.
Peersman G., Van Robays I. Cross-country differences in the effects of oil shocks //Energy Economics. 2012. Vol. 34. № 5. P. 1532-1547.
Polbin A., Skrobotov A., Zubarev A. How the Oil Price and Other Factors of Real Exchange Rate Dynamics Affect Real GDP in Russia //Emerging Markets Finance and Trade. 2019. Vol. 56. № 15. P. 3732-3745.
Rautava J. The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy—a cointegration approach //Journal of comparative economics. 2004. Vol. 32. №. 2. P. 315-327.
Rubio-Ramirez J. F., Waggoner D. F., Zha T. Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference //The Review of Economic Studies. 2010. Vol. 77. № 2. P. 665-696.
Romer C. D., Romer D. H. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz //NBER macroeconomics annual. – 1989. Vol. 4. P. 121-170.

Sims C. A. Macroeconomics and reality //Econometrica. 1980. Vol. 48. № 1. P. 1-48.
Sweeney J. L. The Response of Energy Demand to Higher Prices: What Have We Learned? //The American Economic Review. 1984. Vol. 74. № 2. P. 31-37.
Yatchew A., No J. A. Household Gasoline Demand in Canada //Econometrica. 2001. Vol. 69. № 6. P. 1697-1709.

References

Aganin, A., Peresetsky, A. (2018) Volatil'nost' kursa rublya: neft' i sankcii [Volatility of ruble exchange rate: Oil and sanctions]. *Applied Econometrics*, 4, pp. 5-21.
Alquist R., Kilian L. (2010) What do we learn from the price of crude oil futures?. *Journal of Applied econometrics*, 25, 4, pp. 539-573.
Anderson S. T., Kellogg R., Salant S. W. (2018) Hotelling under pressure. *Journal of Political Economy*, 126, 3, pp. 984-1026.
Barsky R. B., Kilian L. (2004) Oil and the macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, *18*, 4, pp. 115-134.
Baumeister C., Hamilton J. D. (2019) Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks. *American Economic Review*, 109, 5, pp. 1873-1910
Baumeister C., Peersman G. (2013) The role of time-varying price elasticities in accounting for volatility changes in the crude oil market. *Journal of Applied Econometrics*, 28, 7, pp. 1087-1109.
Bernanke B., Gertler M., Watson M. W. (2004) Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy: A reply. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 2, pp. 287-291.
Bjørnland H. C., Nordvik F. M., Rohrer, M. (2019) Supply flexibility in the shale patch: Evidence from North Dakota.
Bohi D. R. (1989) Energy Price Shocks and Macroeconomic Performance: Resources for the Future. *Washington, DC*.
Bozhechkova A.V., Sinelnikov-Murylev S.G., Trunin P.V. (2020). Faktory dinamiki obmennogo kursa rublya v 2000-e i 2010-e gody [Factors of the Russian ruble exchange rate dynamics in the 2000s and 2010s]. *Voprosy Ekonomiki,* 8, pp. 5-22.
Caldara D., Cavallo M., Iacoviello M. (2019) Oil price elasticities and oil price fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 103, pp. 1-20.
Canova F. (2007). Methods for applied macroeconomic research. *Princeton university press.*
Charnavoki V., Dolado J. J. (2014) The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6, 2, pp. 207-37.
Dotsey M., Reid, M. (1992) Oil shocks, monetary policy, and economic activity. *FRB Richmond Economic Review*, 78, 4, pp. 14-27.
Drobyshevsky S.M., Idrisov G.I., Kaukin A.S., Pavlov P.N., Sinelnikov-Murylev S.G. (2018) Dekompoziciya tempov rosta rossijskoj ekonomiki v 2007—2017 gg. i prognoz na 2018—2020 gg. [Decomposition of Russian GDP growth rates in 2007—2017 and forecast for 2018—2020]. *Voprosy Ekonomiki.* 9, pp. 5-31.

Fang C. R., You S. Y. (2014) The impact of oil price shocks on the large emerging countries' stock prices: Evidence from China, India and Russia. *International Review of Economics & Finance*, 29, pp. 330-338.
Granger C. W. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 3, 3, pp. 424-438.
Gurvich E., Sokolov V., Ulyukaev A. (2008) Ocenka vklada effekta Balassy-Samuel'sona v dinamiku real'nogo obmennogo kursa rublya [The Impact of the Balassa-Samuelson Effect on the Real Ruble Exchange Rate: The Assessment]. *Voprosy Ekonomiki,* 7, pp. 12-30.
Hamilton J. D. (1983) Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of political economy*, 91, 2, pp. 228-248.
Hamilton J. D. (2003) What is an oil shock?. *Journal of econometrics*, 113, 2, pp. 363-398.
Hamilton J. D. (2009) Understanding Crude Oil Prices. *The Energy Journal*, 2, 30, pp. 179-206
Hamilton J. D. (2019) Measuring Global Economic Activity. *Journal of Applied Econometrics*, pp. 1-11
Hamilton J. D., Herrera A. M. (2004) Comment: oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy. *Journal of Money, credit and Banking*, 36, 2, pp. 265-286.
Hausman J. A., Newey W. K. (1995) Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63, pp. 1445-1476.
Hoover K. D., Perez, S. J. (1994) Post hoc ergo propter once more an evaluation of 'does monetary policy matter?'in the spirit of James Tobin. *Journal of monetary Economics*, 34, 1, pp. 47-74.
Inoue A., Kilian L. (2013) Inference on Impulse Response Functions in Structural VAR Models. *Journal of Econometrics*, 1, 177, pp. 1-13.
Javan A., Zahran N. (2015) Dynamic Panel Data Approaches for Estimating Oil Demand Elasticity. *OPEC Energy Review*, 1, 39, pp. 53-76.
Kilian L. (2005) The effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation: Evidence from the G7 countries.
Kilian L. (2009) Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 3, 99, pp. 1053-69.
Kilian L. (2017) The Impact of the Fracking Boom on Arab Oil Producers. *The Energy Journal*, 6, 38, pp. 137-160
Kilian L. (2019) Measuring Global Real Economic Activity: Do Recent Critiques Hold Up to Scrutiny? *Economics Letters*, 178, pp. 106-110.
Kilian L. (2020) Understanding the Estimation of Oil Demand and Oil Supply Elasticities.
Kilian L., Lee T. K. (2014) Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Inventories. *Journal of International Money and Finance*, 42, pp. 71-87.
Kilian L., Murphy D. P. (2012) Why Agnostic Sign Restrictions are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models. *Journal of the European Economic Association*, 5, 10, pp. 1166-1188.
Kilian L., Murphy D. P. (2014) The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 29, pp. 454-478.
Kilian L., Zhou X. (2020) The econometrics of oil market VAR models.
Lee K., Ni, S., Ratti, R. A. (1995) Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability. *The Energy Journal*, 16, 4, pp. 39-56.

Litterman R. B. (1986) Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions — Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1, 4, pp. 25—38.
Lomivorotov R. (2015) Ispol'zovanie bajesovskih metodov dlya analiza denezhno-kreditnoj politiki v Rossii [Bayesian estimation of monetary policy in Russia. *Applied Econometrics]*, 2, pp. 41-63.
Lomonosov D. A., Polbin A. V., Fokin N. D. (2020). SHoki sprosa, predlozheniya, DKP i cen na neft' v rossijskoj ekonomike (analiz na osnove modeli BVAR so znakovymi ogranicheniyami) [Demand, supply, monetary policy, and oil price shocks in the Russian economy (Analysis based on the BVAR model with sign restrictions)]. *Voprosy Ekonomiki*, 10, pp. 83-104
Melolinna M. (2012) Macroeconomic Shocks in an Oil Market VAR. *European Central Bank Working Paper Series*, 1432.
Newell R. G., Prest B. C. (2019) The unconventional oil supply boom: Aggregate price response from microdata. *The Energy Journal*, 40, 3.
Peersman G. (2005) What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, 20*,* 2, pp. 185-207.
Peersman G., Van Robays I. (2009) Oil and the Euro area economy. *Economic Policy*, 24, 60, pp. 603-651.
Peersman G., Van Robays I. (2012) Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*, 34, 5, pp. 1532-1547.
Polbin A. (2017) Ocenka vliyaniya shokov neftyanyh cen na rossijskuyu ekonomiku v vektornoj modeli korrekcii oshibok [Econometric estimation of the impact of oil prices shock on the Russian economy in VECM model]. *Voprosy Ekonomiki*, 10, pp. 27-49.
Polbin A. Shumilov A. (2020) Model' zavisimosti obmennogo kursa rublya ot cen na neft' s markovskimi pereklyucheniyami rezhimov [Modeling the relationship between the Russian ruble exchange rate and oil prices: Markov regime switching approach]. *Economics and Mathematical Methods*, 56, 4, pp. 88-98.
Polbin A., Skrobotov A. (2016). Testirovanie nalichiya izlomov v trende strukturnoj komponenty VVP Rossijskoj Federacii [Testing for Structural Breaks in the Long-run Growth Rate of the Russian Economy]. *HSE Economic Journal*, 20, 4, pp. 588-623.
Polbin A., Skrobotov A., Zubarev, A. (2020) How the oil price and other factors of real exchange rate dynamics affect real GDP in Russia. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56, 15, pp. 3732-3745.
Rubio-Ramirez J. F., Waggoner D. F., Zha, T. (2010) Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, 77, 2, pp. 665-696.
Romer C. D., Romer D. H. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER macroeconomics annual*, 4, pp. 121-170.
Rautava J. (2004). The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy—a cointegration approach. *Journal of comparative economics*, 32, 2, pp. 315-327.
Sims C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1, pp. 1-48.
Sholomitskaya E. (2017). Vliyanie klyuchevyh makroekonomicheskih shokov na investicii v Rossii [Influence of Key Macroeconomic Shocks on Russian Investments]. *HSE Economic Journal*, 21, 1, pp. 89-113.
Shulgin A. (2018). Sterilizovannye intervencii v forme aukcionov valyutnogo repo: VECM-analiz na rossijskih dannyh [Sterilized Interventions in the Form of Foreign Currency Repos:

VECM Analysis Using Russian Data]. *Russian Journal of Money and Finance*, 77, 2, pp. 68-80.
Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevsky S., Kazakova, M. (2014). Dekompoziciya tempov rosta VVP Rossii v 1999-2014 godah [Decomposition of the russian GDP growth rate in 1999-2014]. *Economic Policy*, 5, pp. 7-37.
Skrobotov A., Fokin N. (2018). Testirovanie asimmetrichnoj skhodimosti real'nogo obmennogo kursa k ravnovesnomu vo vremya rezhima upravlyaemogo kursa rublya [Testing Asymmetric Convergence of the Real Exchange Rate to Equilibrium During Ruble Exchange Rate Targeting]. *Economic Policy*, 13, 3, pp. 132-147.
Sosunov K. A., Shumilov A. V. (2005). Ocenivanie ravnovesnogo real'nogo obmennogo kursa rossijskogo rublya [Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate of Russian Ruble]. *HSE Economic Journal*, 2, pp. 216-229.
Sosunov K., Ushakov N. (2009). Opredelenie real'nogo kursa rublya i ocenka politiki dolgosrochnogo targetirovaniya real'nogo kursa valyuty [Determination of the Real Exchange Rate of the Ruble and Assessment of Long-Run Policy of Real Exchange Rate Targeting]. *Journal of the New Economic Association*, 3-4, pp. 97-121.
Sweeney J. L. (1984). The response of energy demand to higher prices: what have we learned? *The American Economic Review*, *74*, 2, pp. 31-37.
Yatchew A., No J. A. (2001). Household gasoline demand in Canada. *Econometrica*, *69*, 6, pp. 1697-1709.
Zubarev A., Rybak K. (2020). Vliyanie premii za risk na rossijskie makroekonomicheskie pokazateli [The Impact of Risk Premium on Russian Macroeconomic Indicators]. *HSE Economic Journal*, 24, 3, pp. 391-414.